

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y
EMPRESARIALES



TESIS DOCTORAL

**Efectos rebosamiento del stock de capital entre las
comunidades autónomas españolas**

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR

PRESENTADA POR

Sofía Tirado Sarti

Director

Rafael Flores de Frutos

Madrid
Ed. electrónica 2019

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES
Programa de Doctorado en Economía



TESIS DOCTORAL

**EFFECTOS REBOSAMIENTO DEL STOCK DE
CAPITAL ENTRE LAS COMUNIDADES
AUTÓNOMAS ESPAÑOLAS**

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTORA

PRESENTADA POR:

SOFÍA TIRADO SARTI

DIRECTOR:

RAFAEL FLORES DE FRUTOS

Madrid, 2018

Caminante, son tus huellas
el camino y nada más;
Caminante, no hay camino,
se hace camino al andar.
Al andar se hace el camino,
y al volver la vista atrás
se ve la senda que nunca
se ha de volver a pisar.
Caminante, no hay camino,
sino estelas en la mar.

(Antonio Machado)

Agradecimientos

A mi maestro, el Profesor Dr. Rafael Flores de Frutos por su apoyo constante, sus sabias observaciones y enseñanzas, y su ayuda incondicional, sin la que este esfuerzo investigador no hubiera llegado a su fin.

A mis compañeros del CES Cardenal Cisneros, especialmente a Conchi y Manolo, por su colaboración en la elaboración y realización de este trabajo de investigación.

A mi familia, en cuyo seno he aprendido los valores del estudio, de la reflexión, de la constancia y de la espiritualidad, que me han permitido seguir adelante en el desarrollo de mi vocación docente, imitando el ejemplo de mis padres, y esperando que mis sobrinos comprendan la importancia y trascendencia del trabajo bien hecho, que caracteriza a mis tres hermanos.

A la Universidad Complutense de Madrid y al CES Cardenal Cisneros, en donde comencé y finalicé mis estudios universitarios, y me ha transmitido y he aprehendido esencialmente la importancia de la excelencia en el estudio y en la transmisión de conocimientos.

Índice general

Agradecimientos	v
Índice general	vii
Resumen	xi
Abstract.....	xiii
Lista de abreviaturas.....	xv
Índice de gráficos	xvii
Índice de tablas	xxxiii
Capítulo I. Introducción	47
Capítulo II. Teorías del crecimiento económico	53
II.1. Los modelos neoclásicos de crecimiento.....	55
II.2. Primeras teorías del crecimiento económico divergente.....	57
II.2.1. Teoría de la base de exportación.....	57
II.2.2. Teoría de los polos de crecimiento	58
II.2.3. Teoría de la causación circular acumulativa	59
II.2.4. Teoría del centro-periferia.....	60
II.2.5. Teoría de la división espacial del trabajo.....	61
II.3. Modelos de crecimiento endógeno.....	62
II.4. Nueva geografía económica	64
Capítulo III. Marco Teórico	67
III.1. Representación matemática de las variables reactivas.....	70
III.2. Representación matemática de las variables rígidas.....	71
III.3. Modelo Teórico completo en forma VAR	72
III.4. Funciones de respuesta al impulso.....	73
III.5. Estudio de los efectos del stock de capital sobre la convergencia en productividad.....	73
Capítulo IV. Resultados por Comunidad Autónoma	77
IV.1. Comunidad de Andalucía.....	83
IV.1.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	83
IV.1.2. Relaciones de cointegración	90
IV.1.3. Modelo multivariante.....	98
IV.1.4. Función de respuesta al impulso	102
IV.1.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	113
IV.2. Comunidad de Aragón	114
IV.2.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	114

IV.2.2. Relaciones de cointegración.....	121
IV.2.3. Modelo multivariante.....	126
IV.2.4. Función de respuesta al impulso	129
IV.2.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	138
IV.3. Comunidad de Asturias.....	139
IV.3.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	139
IV.3.2. Relaciones de cointegración.....	146
IV.3.3. Modelo multivariante.....	148
IV.3.4. Función de respuesta al impulso	152
IV.3.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	161
IV.4. Comunidad de Baleares.....	162
IV.4.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	162
IV.4.2. Relaciones de cointegración.....	169
IV.4.3. Modelo multivariante.....	173
IV.4.4. Función de respuesta al impulso	176
IV.4.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	186
IV.5. Comunidad de Canarias.....	187
IV.5.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	187
IV.5.2. Relaciones de cointegración.....	194
IV.5.3. Modelo multivariante.....	197
IV.5.4. Función de respuesta al impulso	201
IV.5.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	210
IV.6. Comunidad de Cantabria	211
IV.6.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	211
IV.6.2. Relaciones de cointegración.....	218
IV.6.3. Modelo multivariante.....	221
IV.6.4. Función de respuesta al impulso	225
IV.6.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	234
IV.7. Comunidad de Castilla y León.....	235
IV.7.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	235
IV.7.2. Relaciones de cointegración.....	242
IV.7.3. Modelo multivariante.....	245
IV.7.4. Función de respuesta al impulso	248
IV.7.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	257

IV.8. Comunidad de Castilla-La Mancha	258
IV.8.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	258
IV.8.2. Relaciones de cointegración.....	265
IV.8.3. Modelo multivariante.....	268
IV.8.4. Función de respuesta al impulso	271
IV.8.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	280
IV.9. Comunidad de Cataluña	281
IV.9.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	281
IV.9.2. Relaciones de cointegración.....	288
IV.9.3. Modelo multivariante.....	294
IV.9.4. Función de respuesta al impulso	298
IV.9.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	309
IV.10. Comunidad de Extremadura.....	310
IV.10.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	310
IV.10.2. Relaciones de cointegración.....	317
IV.10.3. Modelo multivariante.....	323
IV.10.4. Función de respuesta al impulso	327
IV.10.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	336
IV.11. Comunidad de Galicia.....	337
IV.11.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	337
IV.11.2. Relaciones de cointegración.....	344
IV.11.3. Modelo multivariante.....	347
IV.11.4. Función de respuesta al impulso	350
IV.11.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	359
IV.12. Comunidad de Madrid.....	360
IV.12.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	360
IV.12.2. Relaciones de cointegración.....	367
IV.12.3. Modelo multivariante.....	373
IV.12.4. Función de respuesta al impulso	377
IV.12.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	388
IV.13. Comunidad de Murcia	389
IV.13.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	389
IV.13.2. Relaciones de cointegración.....	396
IV.13.3. Modelo multivariante.....	399

IV.13.4. Función de respuesta al impulso	403
IV.13.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	412
IV.14. Comunidad Foral de Navarra.....	413
IV.14.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	413
IV.14.2. Relaciones de cointegración.....	420
IV.14.3. Modelo multivariante.....	423
IV.14.4. Función de respuesta al impulso	427
IV.14.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	436
IV.15. Comunidad del País Vasco.....	437
IV.15.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	437
IV.15.2. Relaciones de cointegración.....	444
IV.15.3. Modelo multivariante.....	450
IV.15.4. Función de respuesta al impulso	454
IV.15.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	465
IV.16. Comunidad de La Rioja	466
IV.16.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	466
IV.16.2. Relaciones de cointegración.....	473
IV.16.3. Modelo multivariante.....	477
IV.16.4. Función de respuesta al impulso	480
IV.16.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	489
IV.17. Comunidad Valenciana.....	490
IV.17.1. Análisis univariante y órdenes de integración.....	490
IV.17.2. Relaciones de cointegración.....	498
IV.17.3. Modelo multivariante.....	504
IV.17.4. Función de respuesta al impulso	508
IV.17.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas	519
Capítulo V.Efectos del stock de capital. Un análisis comparado	521
V.1. Stock de capital y creación de empleo: Un análisis comparado	523
V.2. Stock de capital y producción: Un análisis comparado	531
V.3. Stock de capital y productividad: Un análisis comparado	539
V.4. Resumen de resultados: CCAA pobres vs CCAA ricas	542
Capítulo VI.Conclusiones	547
Bibliografía.....	553

Resumen

EFFECTOS REBOSAMIENTO DEL STOCK DE CAPITAL ENTRE LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS ESPAÑOLAS

En el campo de la Economía Regional, se conoce como “efecto rebosamiento” al efecto positivo que, sobre el crecimiento económico de un conjunto de regiones, puede provocar un shock, permanente y positivo, en el nivel del stock de capital de otra región ajena al conjunto.

En España, la existencia de efectos rebosamiento del stock de capital ha sido sugerida por varios trabajos empíricos, si bien en esta Tesis se ha ampliado la perspectiva de estudio. Así, el efecto rebosamiento podría ser incluso más complejo que el descrito. Si se dieran las condiciones adecuadas, es posible que dicho shock pudiera desencadenar un efecto dinámico de retroalimentación entre el conjunto de regiones y la región que recibe directamente el shock, dando lugar a una especie de círculo virtuoso de crecimiento. Ahora bien, estos efectos dinámicos, que sin duda podrían contribuir a la convergencia entre regiones, solo pueden ocurrir si cada parte es capaz de “aprovechar” el crecimiento de la otra.

La literatura económica ha analizado exhaustivamente el problema de la convergencia y las desigualdades interregionales entre las CCAA españolas, y, si bien ha constatado cierta convergencia con otras regiones europeas, no parece que las CCAA hayan convergido entre ellas. Excesiva lentitud en la convergencia o falta de la misma son dos hipótesis difíciles de distinguir desde un punto de vista econométrico, la cuestión es que, después de treinta años, las regiones más pobres siguen siendo las más pobres y las más ricas siguen siendo las más ricas. La pregunta relevante es: ¿Por qué?.

La respuesta tiene que estar relacionada con la capacidad de cada CA para rentabilizar las inversiones en capital que se realicen en ella, así como para aprovecharse de las externalidades positivas que puedan generar las inversiones o el crecimiento de otras CCAA. Así, tan interesante o más que medir la falta de convergencia a través de una determinada variable, es estudiar si hay CCAA que tienen dificultades, en términos de producción y empleo, para: 1) Rentabilizar adecuadamente las inversiones de capital directas recibidas y eso les impide alcanzar una velocidad de crecimiento suficiente para dar caza a las Comunidades ricas y/o (2) si hay CCAA que tienen dificultades para rentabilizar los aumentos permanentes en los niveles de producción, empleo y capital del resto de CCAA.

Ordenar las CCAA por su capacidad de rentabilizar inversiones de capital, propias y ajenas, no solo permitirá diseñar políticas de ayuda al crecimiento más eficientes, sino que contribuirá a detectar los problemas que ralenticen el crecimiento de una determinada región.

El objetivo de esta Tesis es doble, por un lado, estimar los efectos rebosamiento que son capaces de generar cada una de las CCAA, y por otro, estimar la capacidad que cada una tiene de aprovecharse de los aumentos del stock de capital en el resto. En particular, se evalúa el impacto, sobre el PIB y el empleo, de dos tipos de perturbaciones: (1) Un shock permanente, unitario, en el stock de capital de cada una de las CCAA y (2) un shock permanente, unitario, en el stock de capital del resto de España.

Para ello, se adapta la metodología de vectores autorregresivos (VAR) utilizada en la literatura para permitir la posible existencia de efectos rebosamiento. Para cada CA, se estima un modelo multiecuacional dinámico con seis variables: Empleo, PIB y stock de capital para la CA, y empleo, PIB y stock de capital para el resto de España. La estimación de los efectos del stock de capital parte de las funciones de respuesta al impulso derivadas de los respectivos modelos estimados.

Los resultados muestran que los efectos rebosamiento no se distribuyen de manera homogénea entre las CCAA, ya que el patrón de comportamiento del stock de capital es diferente. En las CCAA ricas, con independencia del origen del shock, el stock de capital tiene un impacto positivo y significativo permanente en el empleo y la producción de dicha Comunidad y, además, efectos rebosamiento al resto de España. Asimismo, dichas CCAA son capaces de beneficiarse de forma permanente de las posibles externalidades positivas de un shock de fuera de sus fronteras. Los efectos rebosamiento y aprovechamiento detectados en las CCAA ricas no se reproducen en el resto de CCAA, donde los aumentos permanentes en el stock de capital (propio o ajeno) no tienen efectos significativos a largo plazo ni sobre el empleo ni sobre la producción de dichas Comunidades. Es más, dichas CCAA no solo no han sido capaces de captar los efectos a largo plazo de las inversiones dentro y fuera de sus fronteras, sino que tampoco han sido capaces de generar externalidades positivas al resto de España con sus propias inversiones.

Dichos resultados apoyan nuestra hipótesis de que los procesos acumulativos y de aglomeración, que favorecen el crecimiento especialmente rápido de determinadas CCAA, transmiten a los datos determinadas propiedades estadísticas que permiten identificar de forma rápida su presencia. Así, las series temporales de las CCAA menos desarrolladas tienen un orden de integración diferente al de las series temporales de las CCAA más ricas, permitiendo definir, a través de ellas, las condiciones necesarias para que pueda darse la convergencia tan deseada políticamente. Para poder lograr la convergencia entre las CCAA españolas, no bastaría con incrementar el stock de capital en las Comunidades más rezagadas, sino que habría que incrementar también su ritmo de crecimiento. En otras palabras, serían necesarias grandes y constantes inversiones en capital capaces de cambiar la tendencia del producto y el empleo.

Por tanto, se propone un sencillo test estadístico para identificar los problemas de convergencia entre regiones, consistente en analizar los órdenes de integración de las tres principales variables de cada región: PIB, empleo y stock de capital. Si los órdenes de integración son iguales, entonces se darán las condiciones necesarias para que el stock de capital pueda tener efectos a largo plazo sobre el PIB y el empleo. Si el stock de capital tiene un orden de integración mayor, solo variaciones en la tasa de crecimiento del stock de capital podrán tener efectos permanentes.

Abstract

SPILOVER EFFECTS OF CAPITAL STOCK IN SPANISH REGIONS

In the field of Regional Economics, it is known as a "spillover effect" the positive impact that, on the economic growth of a group of regions, can cause a permanent and positive shock at the level of capital stock from a foreign region.

In Spain, the existence of spillover effects or positive externalities has been suggested by several empirical studies, although in this Thesis the study perspective has been extended. Thus, the spillover effect might be even more complex than the described. If the right conditions were met, it is possible that this shock could trigger a dynamic feedback effect between regions, giving rise to a virtuous circle of growth. However, these dynamic effects, which may undoubtedly contribute to the convergence between regions, can only occur if each part is able to take advantage of the growth of the other.

The economic literature has analyzed exhaustively the problem of convergence and interregional inequalities among Spanish regions, and, although it has been some convergence with other European regions, the absence of real convergence between Spanish regions is a fact. Excessive slowness in the convergence process or lack of convergence are two hypotheses difficult to distinguish from an econometric perspective. The fact is that, after thirty years, the poorest regions are still the poorest and the richest continue being the richest. The relevant question is: why?.

The answer might be related to the capacity of each region to benefit from their own capital investments, as well as to take advantage of positive externalities from capital installed in other regions of Spain. So interestingly, instead of measuring economic convergence across a certain variable, we ought to prioritize as follows: (1) Study if there are regions that have difficulties to benefit, in terms of GDP and employment, from their own investments, and that prevent them from reaching an adequate growth rate to catch up richest regions and / or (2) study if there are regions that have difficulties to take advantage of, in terms of GDP and employment, the permanent increases in the levels of GDP, employment and capital in other regions.

Categorizing regions by their capacity to make profit from investments, in and out the region, will make possible to design more efficient investment policies and will provide new insights into the analysis of regional disparities, detecting growth problems.

The objective of this thesis is: on one hand, to estimate the spillover effects that each region is capable of generating and, on the other, the capacity of each region to take advantage of the increases in the capital stock of the other regions. In particular, we estimate the impact on GDP and employment by two types of shocks: (1) A permanent and unitary shock in the capital stock of each region and (2) a permanent unitary shock in the capital stock of the remainder, that is, the capital stock of Spain less the corresponding to that region.

To this aim, the Vector Autoregressive (VAR) methodology used in the literature is adapted to allow the existence of regional spillover effects. For each region, a dynamic multi-equation model with six variables (Employment, GDP and capital stock for the the region, and employment, GDP and capital stock for the rest of Spain) is estimated. The dynamic effects of capital, installed in and out the region, are given by the impulse response functions derived from the respective estimated models.

The empirical results for Spanish economy suggest that spillover effects are not distributed homogeneously among regions, providing two groups of regions according to the behaviour of capital. In the richest regions, we find both a positive significant long-run impact of capital stock(domestic or foreign) on GDP and employment and significant spillover effects. These effects do not exist in the poorest regions, where investment in capital stock(domestic or foreign) has only short-run effects within the region. Moreover, unlike the richest, the poorest regions have not been able to take advantage of economic growth of other Spanish regions. Therefore, investment has not generated virtuous growth cycles in the poorest regions, so regional differences have not been reduced.

These results support our hypothesis that the cumulative and agglomeration processes, which favor the particularly rapid growth of certain regions, transmit to the data certain statistical properties that permit the fast identification of their presence. Thus, the time series of the less developed regions have a different order of integration, allowing to define, through them, the necessary conditions for the desired convergence. So we conclude that, to achieve real convergence in Spanish regions, a large sequence of big pushes into investment is required for the poorest regions to change their growth path and to become a development engine.

As a side effect, a simple method is proposed for identifying convergence problems among regions by examining the order of integration of the three main time series in every region: capital stock, GDP and employment. If the integration orders are equal, then the necessary conditions will be created, and capital could have long-term effects on GDP and employment. If the capital stock has a greater order of integration, only variations in the growth rate of the capital stock may have long-term effects.

Lista de abreviaturas

∇	Primera diferencia de la serie en logaritmos,tasa de crecimiento
∇^2	Segunda diferencia de la serie en logaritmos,variación de la tasa de crecimiento
ACF	Función de Correlación Simple
ADF	<i>Augmented Dickey Fuller</i> (Dickey-Fuller Aumentado)
B	Operador racional de retardos
CA	Comunidad Autónoma
CCAA	Comunidades Autónomas
CEPAL	Comisión Económica para América Latina y el Caribe
EPA	Encuesta de Población Activa
FBVA	Fundación Banco Bilbao Vizcaya Argentaria
FCC	Función de de correlación cruzada(en los modelos multivariantes)
I+D	Investigación y Desarrollo
INE	Instituto Nacional de Estadística
IVIE	Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas
K	Stock de capital
L	Empleo
Ln	Logaritmo neperiano
MCG	Mínimos Cuadrados Generalizados
MRC	Marco de Referencia Conceptual
PACF	Función de correlación parcial
PIB	Producto Interior Bruto
UE	Unión Europea
VAR	Modelo Vectorial Autorregresivo
VEC	Modelo Vectorial de Corrección de Error
vs	<i>versus</i>
Y	Producción

Índice de gráficos

Gráfico 1: Gráfico de y_{ct}	83
Gráfico 2: Gráfico de ∇y_{ct}	83
Gráfico 3: Gráfico de l_{ct}	84
Gráfico 4: Gráfico de ∇l_{ct}	84
Gráfico 5: Gráfico de k_{ct}	85
Gráfico 6: Gráfico de ∇k_{ct}	85
Gráfico 7: Gráfico de \hat{a}_t	86
Gráfico 8: Gráfico de y_{et}	86
Gráfico 9: Gráfico de ∇y_{et}	87
Gráfico 10: Gráfico de \hat{a}_t	87
Gráfico 11: Gráfico de l_{et}	88
Gráfico 12: Gráfico de ∇l_{et}	88
Gráfico 13: Gráfico de \hat{a}_t	88
Gráfico 14: Gráfico de k_{et}	89
Gráfico 15: Gráfico de ∇k_{et}	89
Gráfico 16: Gráfico de \hat{a}_t	90
Gráfico 17: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$	92
Gráfico 18: Gráfico de $\hat{\zeta}_{ct}$	92
Gráfico 19: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	94
Gráfico 20: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	95
Gráfico 21: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{yt}$	96
Gráfico 22: Gráfico de $\hat{\zeta}_{yt}$	96
Gráfico 23: Gráfico de $\hat{\zeta}_{lt}$	97
Gráfico 24: Gráfico de $\hat{\zeta}_{lt}$	98
Gráfico 25: Gráficos de los residuos	99
Gráfico 26: Gráfico de la FCC	100
Gráfico 27: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	102
Gráfico 28: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	103
Gráfico 29: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{ct}	103
Gráfico 30: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{ct}	104
Gráfico 31: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	106

Gráfico 32: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	107
Gráfico 33: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	107
Gráfico 34: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	108
Gráfico 35: Evolución de la productividad del trabajo	110
Gráfico 36: Evolución de la productividad relativa	110
Gráfico 37: Gráfico de y_{ct}	114
Gráfico 38: Gráfico de \hat{a}_t	114
Gráfico 39: Gráfico de l_{ct}	115
Gráfico 40: Gráfico de \hat{a}_t	115
Gráfico 41: Gráfico de k_{ct}	116
Gráfico 42: Gráfico de ∇k_{ct}	116
Gráfico 43: Gráfico de y_{et}	117
Gráfico 44: Gráfico de ∇y_{et}	117
Gráfico 45: Gráfico de \hat{a}_t	118
Gráfico 46: Gráfico de l_{et}	118
Gráfico 47: Gráfico de ∇l_{et}	119
Gráfico 48: Gráfico de \hat{a}_t	119
Gráfico 49: Gráfico de k_{et}	120
Gráfico 50: Gráfico de ∇k_{et}	120
Gráfico 51: Gráfico de \hat{a}_t	120
Gráfico 52: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$	122
Gráfico 53: Gráfico de $\hat{\zeta}_{ct}$	123
Gráfico 54: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	124
Gráfico 55: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	125
Gráfico 56: Gráficos de los residuos	127
Gráfico 57: Gráfico de la FCC	127
Gráfico 58: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	130
Gráfico 59: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	130
Gráfico 60: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	132
Gráfico 61: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	132
Gráfico 62: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	133
Gráfico 63: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	133
Gráfico 64: Evolución de la productividad del trabajo	135
Gráfico 65: Evolución de la productividad relativa	136

Gráfico 66: Gráfico de y_{ct}	139
Gráfico 67: Gráfico de l_{ct}	140
Gráfico 68: Gráfico de \hat{a}_t	140
Gráfico 69: Gráfico de k_{ct}	141
Gráfico 70: Gráfico de ∇k_{ct}	141
Gráfico 71: Gráfico de y_{et}	142
Gráfico 72: Gráfico de ∇y_{et}	142
Gráfico 73: Gráfico de \hat{a}_t	142
Gráfico 74: Gráfico de l_{et}	143
Gráfico 75: Gráfico de ∇l_{et}	143
Gráfico 76: Gráfico de \hat{a}_t	144
Gráfico 77: Gráfico de k_{et}	144
Gráfico 78: Gráfico de ∇k_{et}	145
Gráfico 79: Gráfico de \hat{a}_t	145
Gráfico 80: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	147
Gráfico 81: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	148
Gráfico 82: Gráfico de los residuos	149
Gráfico 83: Gráfico de la FCC	150
Gráfico 84: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	152
Gráfico 85: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	153
Gráfico 86: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	154
Gráfico 87: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	155
Gráfico 88: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	155
Gráfico 89: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	156
Gráfico 90: Evolución de la productividad del trabajo	158
Gráfico 91: Evolución de la productividad relativa	158
Gráfico 92: Gráfico de y_{ct}	162
Gráfico 93: Gráfico de \hat{a}_t	162
Gráfico 94: Gráfico de l_{ct}	163
Gráfico 95: Gráfico de \hat{a}_t	163
Gráfico 96: Gráfico de k_{ct}	164
Gráfico 97: Gráfico de ∇k_{ct}	164
Gráfico 98: Gráfico de \hat{a}_t	165
Gráfico 99: Gráfico de y_{et}	165
Gráfico 100: Gráfico de ∇y_{et}	166

Gráfico 101: Gráfico de \hat{a}_t	166
Gráfico 102: Gráfico de l_{et}	167
Gráfico 103: Gráfico de ∇l_{et}	167
Gráfico 104: Gráfico de \hat{a}_t	167
Gráfico 105: Gráfico de k_{et}	168
Gráfico 106: Gráfico de ∇k_{et}	168
Gráfico 107: Gráfico de \hat{a}_t	169
Gráfico 108: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$	170
Gráfico 109: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	171
Gráfico 110: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	172
Gráfico 111: Gráfico de los residuos	174
Gráfico 112: Gráfico de la FCC	174
Gráfico 113: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	176
Gráfico 114: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	177
Gráfico 115: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	179
Gráfico 116: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	180
Gráfico 117: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	180
Gráfico 118: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	181
Gráfico 119: Evolución de la productividad del trabajo	183
Gráfico 120: Evolución de la productividad relativa	183
Gráfico 121: Gráfico de y_{ct}	187
Gráfico 122: Gráfico de \hat{a}_t	187
Gráfico 123: Gráfico de l_{ct}	188
Gráfico 124: Gráfico de \hat{a}_t	188
Gráfico 125: Gráfico de k_{ct}	189
Gráfico 126: Gráfico de ∇k_{ct}	189
Gráfico 127: Gráfico de \hat{a}_t	190
Gráfico 128: Gráfico de y_{et}	190
Gráfico 129: Gráfico de ∇y_{et}	191
Gráfico 130: Gráfico de l_{et}	191
Gráfico 131: Gráfico de ∇l_{et}	192
Gráfico 132: Gráfico de \hat{a}_t	192
Gráfico 133: Gráfico de k_{et}	193
Gráfico 134: Gráfico de ∇k_{et}	193
Gráfico 135: Gráfico de \hat{a}_t	193

Gráfico 136: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	196
Gráfico 137: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	197
Gráfico 138: Gráficos de los residuos	198
Gráfico 139: Gráficos de la FCC.....	199
Gráfico 140: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	201
Gráfico 141: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	202
Gráfico 142: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	203
Gráfico 143: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	204
Gráfico 144: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	204
Gráfico 145: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	205
Gráfico 146: Evolución de la productividad del trabajo	207
Gráfico 147: Evolución de la productividad relativa.....	207
Gráfico 148: Gráfico de y_{ct}	211
Gráfico 149: Gráfico de \hat{a}_t	211
Gráfico 150: Gráfico de l_{ct}	212
Gráfico 151: Gráfico de k_{ct}	213
Gráfico 152: Gráfico de ∇k_{ct}	213
Gráfico 153: Gráfico de y_{et}	214
Gráfico 154: Gráfico de ∇y_{et}	214
Gráfico 155: Gráfico de \hat{a}_t	214
Gráfico 156: Gráfico de l_{et}	215
Gráfico 157: Gráfico de ∇l_{et}	215
Gráfico 158: Gráfico de \hat{a}_t	216
Gráfico 159: Gráfico de k_{et}	216
Gráfico 160: Gráfico de ∇k_{et}	217
Gráfico 161: Gráfico de \hat{a}_t	217
Gráfico 162: Gráficos de $\hat{\varepsilon}_{yt}$ y $\hat{\varepsilon}_{kt}$	218
Gráfico 163: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	220
Gráfico 164: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	221
Gráfico 165: Gráfico de los residuos.....	222
Gráfico 166: Gráfico de la FCC	223

Gráfico 167: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	225
Gráfico 168: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	226
Gráfico 169: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	227
Gráfico 170: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	228
Gráfico 171: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	228
Gráfico 172: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	229
Gráfico 173: Evolución de la productividad del trabajo	231
Gráfico 174: Evolución de la productividad relativa	231
Gráfico 175: Gráfico de y_{ct}	235
Gráfico 176: Gráfico de l_{ct}	236
Gráfico 177: Gráfico de \hat{a}_t	236
Gráfico 178: Gráfico de k_{ct}	237
Gráfico 179: Gráfico de ∇k_{ct}	237
Gráfico 180: Gráfico de y_{et}	238
Gráfico 181: Gráfico de ∇y_{et}	238
Gráfico 182: Gráfico de l_{et}	239
Gráfico 183: Gráfico de ∇l_{et}	239
Gráfico 184: Gráfico de \hat{a}_t	240
Gráfico 185: Gráfico de k_{et}	240
Gráfico 186: Gráfico de ∇k_{et}	241
Gráfico 187: Gráfico de \hat{a}_t	241
Gráfico 188: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	244
Gráfico 189: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	244
Gráfico 190: Gráficos de los residuos	246
Gráfico 191: Gráfico de la FCC	246
Gráfico 192: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	249
Gráfico 193: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	249
Gráfico 194: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	251
Gráfico 195: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	251
Gráfico 196: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	252
Gráfico 197: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	252
Gráfico 198: Evolución de la productividad del trabajo	254
Gráfico 199: Evolución de la productividad relativa	255
Gráfico 200: Gráfico de y_{ct}	258
Gráfico 201: Gráfico de l_{ct}	259
Gráfico 202: Gráfico de \hat{a}_t	259

Gráfico 203: Gráfico de k_{ct}	260
Gráfico 204: Gráfico de ∇k_{ct}	260
Gráfico 205: Gráfico de y_{et}	261
Gráfico 206: Gráfico de ∇y_{et}	261
Gráfico 207: Gráfico de \hat{a}_t	261
Gráfico 208: Gráfico de l_{et}	262
Gráfico 209: Gráfico de ∇l_{et}	262
Gráfico 210: Gráfico de \hat{a}_t	263
Gráfico 211: Gráfico de k_{et}	263
Gráfico 212: Gráfico de ∇k_{et}	264
Gráfico 213: Gráfico de \hat{a}_t	264
Gráfico 214: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	266
Gráfico 215: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	267
Gráfico 216: Gráfico de los residuos	269
Gráfico 217: Gráfico de la FCC	269
Gráfico 218: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	271
Gráfico 219: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	272
Gráfico 220: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	274
Gráfico 221: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	274
Gráfico 222: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	275
Gráfico 223: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	275
Gráfico 224: Evolución de la productividad del trabajo	278
Gráfico 225: Evolución de la productividad relativa	278
Gráfico 226: Gráfico de y_{ct}	281
Gráfico 227: Gráfico de ∇y_{ct}	281
Gráfico 228: Gráfico de l_{ct}	282
Gráfico 229: Gráfico de ∇l_{ct}	282
Gráfico 230: Gráfico de k_{ct}	283
Gráfico 231: Gráfico de ∇k_{ct}	283
Gráfico 232: Gráfico de y_{et}	284
Gráfico 233: Gráfico de ∇y_{et}	284
Gráfico 234: Gráfico de l_{et}	285
Gráfico 235: Gráfico de ∇l_{et}	285
Gráfico 236: Gráfico de \hat{a}_t	286
Gráfico 237: Gráfico de k_{et}	286

Gráfico 238: Gráfico de ∇k_{et}	287
Gráfico 239: Gráfico de \hat{a}_t	287
Gráfico 240: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$	289
Gráfico 241: Gráfico de $\hat{\zeta}_{ct}$	290
Gráfico 242: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	291
Gráfico 243: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	292
Gráfico 244: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{yt}$	293
Gráfico 245: Gráfico de $\hat{\zeta}_{yt}$	294
Gráfico 246: Gráfico de los residuos	295
Gráfico 247: Gráfico de la FCC	296
Gráfico 248: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	298
Gráfico 249: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	299
Gráfico 250: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{ct}	299
Gráfico 251: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{ct}	300
Gráfico 252: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	302
Gráfico 253: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	303
Gráfico 254: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	303
Gráfico 255: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	304
Gráfico 256: Evolución de la productividad del trabajo	306
Gráfico 257: Evolución de la productividad relativa	306
Gráfico 258: Gráfico de y_{ct}	310
Gráfico 259: Gráfico de \hat{a}_t	310
Gráfico 260: Gráfico de l_{ct}	311
Gráfico 261: Gráfico de \hat{a}_t	311
Gráfico 262: Gráfico de k_{ct}	312
Gráfico 263: Gráfico de ∇k_{ct}	312
Gráfico 264: Gráfico de y_{et}	313
Gráfico 265: Gráfico de ∇y_{et}	314
Gráfico 266: Gráfico de \hat{a}_t	314
Gráfico 267: Gráfico de l_{et}	315
Gráfico 268: Gráfico de ∇l_{et}	315
Gráfico 269: Gráfico de \hat{a}_t	315
Gráfico 270: Gráfico de k_{et}	316
Gráfico 271: Gráfico de ∇k_{et}	316
Gráfico 272: Gráfico de \hat{a}_t	317

Gráfico 273: Gráfico de ε_{yt}	318
Gráfico 274: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{lt}$	319
Gráfico 275: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$	319
Gráfico 276: Gráfico de $\hat{\zeta}_{ct}$	320
Gráfico 277: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	322
Gráfico 278: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	322
Gráfico 279: Gráfico de los residuos	324
Gráfico 280: Gráfico de la FCC	325
Gráfico 281: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	327
Gráfico 282: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	328
Gráfico 283: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	329
Gráfico 284: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	330
Gráfico 285: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	330
Gráfico 286: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	331
Gráfico 287: Evolución de la productividad del trabajo	333
Gráfico 288: Evolución de la productividad relativa	333
Gráfico 289: Gráfico de y_{ct}	337
Gráfico 290: Gráfico de l_{ct}	338
Gráfico 291: Gráfico de \hat{a}_t	338
Gráfico 292: Gráfico de k_{ct}	339
Gráfico 293: Gráfico de ∇k_{ct}	339
Gráfico 294: Gráfico de y_{et}	340
Gráfico 295: Gráfico de ∇y_{et}	340
Gráfico 296: Gráfico de \hat{a}_t	340
Gráfico 297: Gráfico de l_{et}	341
Gráfico 298: Gráfico de ∇l_{et}	341
Gráfico 299: Gráfico de \hat{a}_t	342
Gráfico 300: Gráfico de k_{et}	342
Gráfico 301: : Gráfico de ∇k_{et}	343
Gráfico 302: Gráfico de \hat{a}_t	343
Gráfico 303: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	345
Gráfico 304: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	346
Gráfico 305: Gráfico de los residuos	348
Gráfico 306: Gráfico de la FCC	348
Gráfico 307: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	350

Gráfico 308: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	351
Gráfico 309: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	352
Gráfico 310: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	353
Gráfico 311: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	353
Gráfico 312: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	354
Gráfico 313: Evolución de la productividad del trabajo	356
Gráfico 314: Evolución de la productividad relativa	356
Gráfico 315: Gráfico de y_{ct}	360
Gráfico 316: Gráfico de ∇y_{ct}	360
Gráfico 317: Gráfico de l_{ct}	361
Gráfico 318: Gráfico de ∇l_{ct}	361
Gráfico 319: Gráfico de k_{ct}	362
Gráfico 320: Gráfico de ∇k_{ct}	362
Gráfico 321: Gráfico de y_{et}	363
Gráfico 322: Gráfico de ∇y_{et}	363
Gráfico 323: Gráfico de l_{et}	364
Gráfico 324: Gráfico de ∇l_{et}	364
Gráfico 325: Gráfico de \hat{a}_t	365
Gráfico 326: Gráfico de k_{et}	365
Gráfico 327: Gráfico de ∇k_{et}	366
Gráfico 328: Gráfico de \hat{a}_t	366
Gráfico 329: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$	368
Gráfico 330: Gráfico de $\hat{\zeta}_{ct}$	369
Gráfico 331: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	370
Gráfico 332: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	371
Gráfico 333: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{yt}$	372
Gráfico 334: Gráfico de $\hat{\zeta}_{yt}$	373
Gráfico 335: Gráfico de los residuos	374
Gráfico 336: Gráfico de la FCC	375
Gráfico 337: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	377
Gráfico 338: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	378
Gráfico 339: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{ct}	378
Gráfico 340: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{ct}	379
Gráfico 341: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	381

Gráfico 342: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	382
Gráfico 343: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	382
Gráfico 344: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	383
Gráfico 345: Evolución de la productividad del trabajo	385
Gráfico 346: Evolución de la productividad relativa	385
Gráfico 347: Gráfico de y_{ct}	389
Gráfico 348: Gráfico de l_{ct}	390
Gráfico 349: Gráfico de \hat{a}_t	390
Gráfico 350: Gráfico de k_{ct}	391
Gráfico 351: Gráfico de ∇k_{ct}	391
Gráfico 352: Gráfico de \hat{a}_t	391
Gráfico 353: Gráfico de y_{et}	392
Gráfico 354: Gráfico de ∇y_{et}	392
Gráfico 355: Gráfico de \hat{a}_t	393
Gráfico 356: Gráfico de l_{et}	393
Gráfico 357: Gráfico de ∇l_{et}	394
Gráfico 358: Gráfico de \hat{a}_t	394
Gráfico 359: Gráfico de k_{et}	395
Gráfico 360: Gráfico de ∇k_{et}	395
Gráfico 361: Gráfico de \hat{a}_t	395
Gráfico 362: Gráficos de ε_{lt} y ε_{kt}	396
Gráfico 363: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	398
Gráfico 364: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	399
Gráfico 365: Gráfico de los residuos	400
Gráfico 366: Gráfico de la FCC	401
Gráfico 367: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	403
Gráfico 368: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	404
Gráfico 369: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	406
Gráfico 370: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	406
Gráfico 371: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	407
Gráfico 372: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	407
Gráfico 373: Evolución de la productividad del trabajo	409
Gráfico 374: Evolución de la productividad relativa	410
Gráfico 375: Gráfico de y_{ct}	413
Gráfico 376: Gráfico de l_{ct}	414

Gráfico 377: Gráfico de \hat{a}_t	414
Gráfico 378: Gráfico de k_{ct}	415
Gráfico 379: Gráfico de k_{ct}	415
Gráfico 380: Gráfico de y_{et}	416
Gráfico 381: Gráfico de ∇y_{et}	416
Gráfico 382: Gráfico de \hat{a}_t	416
Gráfico 383: Gráfico de l_{et}	417
Gráfico 384: Gráfico de ∇l_{et}	417
Gráfico 385: Gráfico de \hat{a}_t	418
Gráfico 386: Gráfico de k_{et}	418
Gráfico 387: Gráfico de ∇k_{et}	419
Gráfico 388: Gráfico de \hat{a}_t	419
Gráfico 389: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	422
Gráfico 390: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	422
Gráfico 391: Gráfico de los residuos	424
Gráfico 392: Gráfico de la FCC	425
Gráfico 393: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	427
Gráfico 394: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	428
Gráfico 395: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	430
Gráfico 396: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	430
Gráfico 397: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	431
Gráfico 398: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	431
Gráfico 399: Evolución de la productividad del trabajo	433
Gráfico 400: Evolución de la productividad relativa	434
Gráfico 401: Gráfico de y_{ct}	437
Gráfico 402: Gráfico de ∇y_{ct}	437
Gráfico 403: Gráfico de l_{ct}	438
Gráfico 404: Gráfico de ∇l_{ct}	438
Gráfico 405: Gráfico de k_{ct}	439
Gráfico 406: Gráfico de ∇k_{ct}	439
Gráfico 407: Gráfico de y_{et}	440
Gráfico 408: Gráfico de ∇y_{et}	440
Gráfico 409: Gráfico de l_{et}	441
Gráfico 410: Gráfico de ∇l_{et}	441
Gráfico 411: Gráfico de \hat{a}_t	442

Gráfico 412: Gráfico de k_{et}	442
Gráfico 413: Gráfico de ∇k_{et}	443
Gráfico 414: Gráfico de \hat{a}_t	443
Gráfico 415: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$	445
Gráfico 416: Gráfico de $\hat{\zeta}_{ct}$	446
Gráfico 417: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	447
Gráfico 418: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	448
Gráfico 419: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{yt}$	449
Gráfico 420: Gráfico de $\hat{\zeta}_{yt}$	449
Gráfico 421: Gráfico de los residuos	451
Gráfico 422: Gráfico de la FCC	452
Gráfico 423: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	454
Gráfico 424: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	455
Gráfico 425: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{ct}	455
Gráfico 426: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{ct}	456
Gráfico 427: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	458
Gráfico 428: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	459
Gráfico 429: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	459
Gráfico 430: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	460
Gráfico 431: Evolución de la productividad del trabajo	462
Gráfico 432: Evolución de la productividad relativa	462
Gráfico 433: Gráfico de y_{ct}	466
Gráfico 434: Gráfico de l_{ct}	467
Gráfico 435: Gráfico de \hat{a}_t	467
Gráfico 436: Gráfico de k_{ct}	468
Gráfico 437: Gráfico de ∇k_{ct}	468
Gráfico 438: Gráfico de y_{et}	469
Gráfico 439: Gráfico de ∇y_{et}	469
Gráfico 440: Gráfico de \hat{a}_t	470
Gráfico 441: Gráfico de l_{et}	470
Gráfico 442: Gráfico de ∇l_{et}	471
Gráfico 443: Gráfico de \hat{a}_t	471
Gráfico 444: Gráfico de k_{et}	472
Gráfico 445: Gráfico de ∇k_{et}	472
Gráfico 446: Gráfico de \hat{a}_t	472

Gráfico 447: Gráfico de $\hat{\zeta}_{ct}$	474
Gráfico 448: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	475
Gráfico 449: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	476
Gráfico 450: Gráfico de los residuos	478
Gráfico 451: Gráfico de la FCC	478
Gráfico 452: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	480
Gráfico 453 : Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	481
Gráfico 454: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	483
Gráfico 455: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	483
Gráfico 456: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	484
Gráfico 457: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	484
Gráfico 458: Evolución de la productividad del trabajo	486
Gráfico 459: Evolución de la productividad relativa	487
Gráfico 460: Gráfico de y_{ct}	490
Gráfico 461: Gráfico de ∇y_{ct}	490
Gráfico 462: Gráfico de l_{ct}	491
Gráfico 463: Gráfico de ∇l_{ct}	491
Gráfico 464: Gráfico de \hat{a}_t	492
Gráfico 465: Gráfico de k_{ct}	492
Gráfico 466: Gráfico de ∇k_{ct}	493
Gráfico 467: Gráfico de \hat{a}_t	493
Gráfico 468: Gráfico de y_{et}	494
Gráfico 469: Gráfico de ∇y_{et}	494
Gráfico 470: Gráfico de \hat{a}_t	494
Gráfico 471: Gráfico de l_{et}	495
Gráfico 472: Gráfico de ∇l_{et}	495
Gráfico 473: Gráfico de \hat{a}_t	496
Gráfico 474: Gráfico de k_{et}	496
Gráfico 475: Gráfico de ∇k_{et}	497
Gráfico 476: Gráfico de \hat{a}_t	497
Gráfico 477: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$	499
Gráfico 478: Gráfico de $\hat{\zeta}_{ct}$	500
Gráfico 479: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$	501
Gráfico 480: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$	502

Gráfico 481: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{yt}$	503
Gráfico 482: Gráfico de $\hat{\zeta}_{yt}$	503
Gráfico 483: Gráfico de los residuos	505
Gráfico 484: Gráfico de la FCC	506
Gráfico 485: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}	508
Gráfico 486: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}	509
Gráfico 487: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{ct}	509
Gráfico 488: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{ct}	510
Gráfico 489: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}	512
Gráfico 490: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}	513
Gráfico 491: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}	513
Gráfico 492: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}	514
Gráfico 493: Evolución de la productividad del trabajo	516
Gráfico 494: Evolución de la productividad relativa	517

Índice de tablas

Tabla 1: Contraste ADF para la serie y_{ct}	84
Tabla 2: Contraste ADF para la serie l_{ct}	85
Tabla 3: Contraste ADF para la serie k_{ct}	86
Tabla 4: Contraste ADF para la serie y_{et}	87
Tabla 5: Contraste ADF para la serie l_{et}	89
Tabla 6: Contraste ADF para la serie k_{et}	90
Tabla 7: Método Engle y Granger - CA.....	90
Tabla 8: Método de Engle y Granger – CA – a partir de y_{ct}	91
Tabla 9: Método de Engle y Granger – CA – a partir de l_{ct}	91
Tabla 10: Contraste de Johansen - CA	92
Tabla 11: Método de Engle y Granger – Resto de España.....	93
Tabla 12: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	93
Tabla 13: Contraste de Johansen – Resto de España	94
Tabla 14: Método de Engle y Granger - Conjunto - Producción	95
Tabla 15: Contraste de Johansen– Conjunto - Producción.....	96
Tabla 16: Método de Engle y Granger – Conjunto - Empleo	97
Tabla 17: Contraste de Johansen– Conjunto-Empleo.....	97
Tabla 18: Resultados del modelo multivariante	98
Tabla 19: Correlaciones instantáneas.....	100
Tabla 20: Matriz V	100
Tabla 21: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	101
Tabla 22: Resultados del modelo estructural	101
Tabla 23: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	102
Tabla 24: Elasticidades respecto a K_{ct}	104
Tabla 25: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros.....	105
Tabla 26: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	106
Tabla 27: Elasticidades respecto a K_{et}	108
Tabla 28: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros.....	109
Tabla 29: Efectos de K_{ct} sobre la productividad	111
Tabla 30: Efectos de K_{et} sobre la productividad	111
Tabla 31: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	113
Tabla 32: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	113
Tabla 33: Contraste ADF para la serie y_{ct}	115

Tabla 34: Contraste ADF para la serie l_{ct}	116
Tabla 35: Contraste ADF para la serie k_{ct}	117
Tabla 36: Contraste ADF para la serie y_{et}	118
Tabla 37: Contraste ADF para la serie l_{et}	119
Tabla 38: Contraste ADF para la serie k_{et}	121
Tabla 39: Método de Engle y Granger – CA.....	121
Tabla 40: Contraste de Johansen - CA	122
Tabla 41: Método de Engle y Granger – Resto de España.....	123
Tabla 42: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	124
Tabla 43: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}	124
Tabla 44: Contraste de Johansen – Resto de España	125
Tabla 45: Resultados del modelo multivariante	126
Tabla 46: Correlaciones instantáneas.....	128
Tabla 47: Matriz V	128
Tabla 48: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	128
Tabla 49: Resultados del modelo estructural	128
Tabla 50: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	129
Tabla 51: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros.....	131
Tabla 52: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	131
Tabla 53: Elasticidades respecto a K_{et}	134
Tabla 54: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros.....	134
Tabla 55: Efectos de K_{ct} sobre la productividad.....	136
Tabla 56: Efectos de K_{et} sobre la productividad.....	137
Tabla 57: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	138
Tabla 58: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	138
Tabla 59: Contraste ADF para la serie y_{ct}	139
Tabla 60: Contraste ADF para la serie l_{ct}	140
Tabla 61: Contraste ADF para la serie k_{ct}	141
Tabla 62: Contraste ADF para la serie y_{et}	143
Tabla 63: Contraste ADF para la serie l_{et}	144
Tabla 64: Contraste ADF para la serie k_{et}	145
Tabla 65: Método de Engle y Granger – CA.....	146
Tabla 66: Contraste de Johansen - CA	146
Tabla 67: Método de Engle y Granger – Resto de España.....	146
Tabla 68: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	147
Tabla 69: Contraste de Johansen – Resto de España	147

Tabla 70: Resultados del modelo multivariante	148
Tabla 71: Correlaciones instantáneas	150
Tabla 72: Matriz V	150
Tabla 73: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	151
Tabla 74: Resultados del modelo estructural	151
Tabla 75: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	152
Tabla 76: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros	153
Tabla 77: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	154
Tabla 78: Elasticidades respecto a K_{et}	156
Tabla 79: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros	157
Tabla 80: Efectos de K_{ct} sobre la productividad	159
Tabla 81: Efectos de K_{et} sobre la productividad	159
Tabla 82: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	161
Tabla 83: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	161
Tabla 84: Contraste ADF para la serie y_{ct}	163
Tabla 85: Contraste ADF para la serie l_{ct}	164
Tabla 86: Contraste ADF para la serie k_{ct}	165
Tabla 87: Contraste ADF para la serie y_{et}	166
Tabla 88: Contraste ADF para la serie l_{et}	168
Tabla 89: Contraste ADF para la serie k_{et}	169
Tabla 90: Método de Engle y Granger - CA	169
Tabla 91: Contraste de Johansen - CA	170
Tabla 92: Método de Engle y Granger – Resto de España	170
Tabla 93: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	171
Tabla 94: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}	171
Tabla 95: Contraste de Johansen – Resto de España	172
Tabla 96: Resultados del modelo multivariante	173
Tabla 97: Correlaciones instantáneas	174
Tabla 98: Matriz V	175
Tabla 99: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	175
Tabla 100: Resultados del modelo estructural	175
Tabla 101: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	176
Tabla 102: Elasticidades respecto a K_{ct}	177
Tabla 103: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros	178
Tabla 104: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	179
Tabla 105: Elasticidades respecto a K_{et}	181
Tabla 106: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros	182

Tabla 107: Efectos de K_{ct} sobre la productividad.....	184
Tabla 108: Efectos de K_{et} sobre la productividad.....	184
Tabla 109: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	186
Tabla 110: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	186
Tabla 111: Contraste ADF para la serie y_{ct}	188
Tabla 112: Contraste ADF para la serie l_{ct}	189
Tabla 113: Contraste ADF para la serie k_{ct}	190
Tabla 114: Contraste ADF para la serie y_{et}	191
Tabla 115: Contraste ADF para la serie l_{et}	192
Tabla 116: Contraste ADF para la serie k_{et}	194
Tabla 117: Método de Engle y Granger – CA.....	194
Tabla 118: Contraste de Johansen - CA	194
Tabla 119: Método de Engle y Granger – Resto de España.....	195
Tabla 120: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	195
Tabla 121: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}	195
Tabla 122: Contraste de Johansen – Resto de España	196
Tabla 123: Resultados del modelo multivariante	197
Tabla 124: Correlaciones instantáneas.....	199
Tabla 125: Matriz V.....	199
Tabla 126: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	200
Tabla 127: Resultados del modelo estructural	200
Tabla 128: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	201
Tabla 129: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros.....	202
Tabla 130: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	203
Tabla 131: Elasticidades respecto a K_{et}	205
Tabla 132: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros.....	206
Tabla 133: Efectos de K_{ct} sobre la productividad	208
Tabla 134: Efectos de K_{et} sobre la productividad	208
Tabla 135: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	210
Tabla 136: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	210
Tabla 137: Contraste ADF para la serie y_{ct}	212
Tabla 138: Contraste ADF para la serie l_{ct}	212
Tabla 139: Contraste ADF para la serie k_{ct}	213
Tabla 140: Contraste ADF para la serie y_{et}	215
Tabla 141: Contraste ADF para la serie l_{et}	216
Tabla 142: Contraste ADF para la serie k_{et}	217

Tabla 143: Método de Engle y Granger - CA.....	218
Tabla 144: Contraste de Johansen - CA	218
Tabla 145: Método de Engle y Granger – Resto de España.....	219
Tabla 146: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	219
Tabla 147: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}	220
Tabla 148: Contraste de Johansen – Resto de España	220
Tabla 149: Resultados del modelo multivariante	221
Tabla 150: Correlaciones instantáneas.....	223
Tabla 151: Matriz V	223
Tabla 152: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	224
Tabla 153: Resultados del modelo estructural	224
Tabla 154: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	225
Tabla 155: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros.....	226
Tabla 156: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	227
Tabla 157: Elasticidades respecto a K_{et}	229
Tabla 158: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros.....	230
Tabla 159: Efectos de K_{ct} sobre la productividad	232
Tabla 160: Efectos de K_{et} sobre la productividad.....	232
Tabla 161: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	234
Tabla 162: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	234
Tabla 163: Contraste ADF para la serie y_{ct}	235
Tabla 164: Contraste ADF para la serie l_{ct}	236
Tabla 165: Contraste ADF para la serie k_{ct}	238
Tabla 166: Contraste ADF para la serie y_{et}	239
Tabla 167: Contraste ADF para la serie l_{et}	240
Tabla 168: Contraste ADF para la serie k_{et}	241
Tabla 169: Método de Engle y Granger - CA.....	242
Tabla 170: Contraste de Johansen - CA	242
Tabla 171: Método de Engle y Granger – Resto de España.....	243
Tabla 172: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	243
Tabla 173: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}	243
Tabla 174: Contraste de Johansen – Resto de España	244
Tabla 175: Resultados del modelo multivariante	245
Tabla 176: Correlaciones instantáneas.....	247
Tabla 177: Matriz V	247
Tabla 178: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	247
Tabla 179: Resultados del modelo estructural	248
Tabla 180: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	248

Tabla 181: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros	250
Tabla 182: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	250
Tabla 183: Elasticidades respecto a K_{et}	253
Tabla 184: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros	253
Tabla 185: Efectos de K_{ct} sobre la productividad	255
Tabla 186: Efectos de K_{et} sobre la productividad	256
Tabla 187: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	257
Tabla 188: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	257
Tabla 189: Contraste ADF para la serie y_{ct}	258
Tabla 190: Contraste ADF para la serie l_{ct}	259
Tabla 191: Contraste ADF para la serie k_{ct}	260
Tabla 192: Contraste ADF para la serie y_{et}	262
Tabla 193: Contraste ADF para la serie l_{et}	263
Tabla 194: Contraste ADF para la serie k_{et}	264
Tabla 195: Método de Engle y Granger - CA.....	265
Tabla 196: Contraste de Johansen - CA	265
Tabla 197: Método de Engle y Granger – Resto de España.....	266
Tabla 198: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	266
Tabla 199: Contraste de Johansen – Resto de España	267
Tabla 200: Resultados del modelo multivariante	268
Tabla 201: Correlaciones instantáneas.....	269
Tabla 202: Matriz V	270
Tabla 203: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	270
Tabla 204: Resultados del modelo estructural	270
Tabla 205: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	271
Tabla 206: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros	272
Tabla 207: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	273
Tabla 208: Elasticidades respecto a K_{et}	276
Tabla 209: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros	277
Tabla 210: Efectos de K_{ct} sobre la productividad	279
Tabla 211: Efectos de K_{et} sobre la productividad	279
Tabla 212: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	280
Tabla 213: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	280
Tabla 214: Contraste ADF para la serie y_{ct}	282
Tabla 215: Contraste ADF para la serie l_{ct}	283
Tabla 216: Contraste ADF para la serie k_{ct}	284

Tabla 217: Contraste ADF para la serie y_{et}	285
Tabla 218: Contraste ADF para la serie l_{et}	286
Tabla 219: Contraste ADF para la serie k_{et}	287
Tabla 220: Método de Engle y Granger - CA.....	288
Tabla 221: Método de Engle y Granger – CA – a partir de y_{ct}	288
Tabla 222: Método de Engle y Granger – CA – a partir de l_{ct}	288
Tabla 223: Contraste de Johansen - CA	289
Tabla 224: Método de Engle y Granger – Resto de España.....	290
Tabla 225: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	291
Tabla 226: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}	291
Tabla 227: Contraste de Johansen – Resto de España	292
Tabla 228: Método de Engle y Granger - Conjunto - Producción	293
Tabla 229: Contraste de Johansen – Conjunto - Producción.....	293
Tabla 230: Resultados del modelo multivariante	294
Tabla 231: Correlaciones instantáneas.....	296
Tabla 232: Matriz V	296
Tabla 233: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	297
Tabla 234: Resultados del modelo estructural	297
Tabla 235: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	298
Tabla 236: Elasticidades respecto a K_{ct}	300
Tabla 237: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros.....	301
Tabla 238: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	302
Tabla 239: Elasticidades respecto a K_{et}	304
Tabla 240: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros.....	305
Tabla 241: Efectos de K_{ct} sobre la productividad	307
Tabla 242: Efectos de K_{et} sobre la productividad	307
Tabla 243: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	309
Tabla 244: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	309
Tabla 245: Contraste ADF para la serie y_t	311
Tabla 246: Contraste ADF para la serie l_{ct}	312
Tabla 247: Contraste ADF para la serie k_{ct}	313
Tabla 248: Contraste ADF para la serie y_{et}	314
Tabla 249: Contraste ADF para la serie l_{et}	316
Tabla 250: Contraste ADF para la serie k_{et}	317
Tabla 251: Método de Engle y Granger - CA.....	317
Tabla 252: Método de Engle y Granger – CA – a partir de y_{ct}	318
Tabla 253: Método de Engle y Granger – CA – a partir de l_{ct}	318

Tabla 254: Método de Engle y Granger – CA – a partir de k_{ct}	318
Tabla 255: Contraste de Johansen - CA	320
Tabla 256: Método de Engle y Granger – Resto de España.....	321
Tabla 257: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	321
Tabla 258: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}	321
Tabla 259: Contraste de Johansen – Resto de España	322
Tabla 260: Resultados del modelo multivariante	323
Tabla 261: Correlaciones instantáneas.....	325
Tabla 262: Matriz V	325
Tabla 263: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	326
Tabla 264: Resultados del modelo estructural	326
Tabla 265: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	327
Tabla 266: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros	328
Tabla 267: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	329
Tabla 268: Elasticidades respecto a K_{et}	331
Tabla 269: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros	332
Tabla 270: Efectos de K_{ct} sobre la productividad	334
Tabla 271: Efectos de K_{et} sobre la productividad	334
Tabla 272: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	336
Tabla 273: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	336
Tabla 274: Contraste ADF para la serie y_{ct}	337
Tabla 275: Contraste ADF para la serie l_{ct}	338
Tabla 276: Contraste ADF para la serie k_{ct}	339
Tabla 277: Contraste ADF para la serie y_{et}	341
Tabla 278: Contraste ADF para la serie l_{et}	342
Tabla 279: Contraste ADF para la serie k_{et}	343
Tabla 280: Método de Engle y Granger – CA.....	344
Tabla 281: Contraste de Johansen - CA	344
Tabla 282: Método de Engle y Granger – Resto de España.....	345
Tabla 283: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	345
Tabla 284: Contraste de Johansen – Resto de España	346
Tabla 285: Resultados del modelo multivariante	347
Tabla 286: Correlaciones instantáneas.....	348
Tabla 287: Matriz V	349
Tabla 288: Correlaciones instantáneas. Modelo ortogonalizado	349
Tabla 289: Resultados del modelo estructural	349
Tabla 290: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	350
Tabla 291: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros	351

Tabla 292: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	352
Tabla 293: Elasticidades respecto a K_{et}	354
Tabla 294 : Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros	355
Tabla 295: Efectos de K_{ct} sobre la productividad	357
Tabla 296: Efectos de K_{et} sobre la productividad	357
Tabla 297: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	359
Tabla 298: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	359
Tabla 299: Contraste ADF para la serie y_{ct}	361
Tabla 300: Contraste ADF para la serie l_{ct}	362
Tabla 301: Contraste ADF para la serie k_{ct}	363
Tabla 302: Contraste ADF para la serie y_{et}	364
Tabla 303: Contraste ADF para la serie l_{et}	365
Tabla 304: Contraste ADF para la serie k_{et}	366
Tabla 305: Método de Engle y Granger – CA	367
Tabla 306: Método de Engle y Granger – CA – a partir de y_{ct}	367
Tabla 307: Método de Engle y Granger – CA – a partir de l_{ct}	367
Tabla 308: Contraste de Johansen - CA	368
Tabla 309: Método de Engle y Granger – Resto de España	369
Tabla 310: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	370
Tabla 311: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}	370
Tabla 312: Contraste de Johansen – Resto de España	371
Tabla 313: Método Engle y Granger- Conjunto - Producción	372
Tabla 314: Contraste de Johansen– Conjunto - Producción	372
Tabla 315: Resultados del modelo multivariante	373
Tabla 316: Correlaciones instantáneas	375
Tabla 317: Matriz V	375
Tabla 318: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	376
Tabla 319: Resultados del modelo estructural	376
Tabla 320: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	377
Tabla 321: Elasticidades Respecto a K_{ct}	379
Tabla 322: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros	380
Tabla 323: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	381
Tabla 324: Elasticidades respecto a K_{et}	383
Tabla 325: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros	384
Tabla 326: Efectos de K_{ct} sobre la productividad	386
Tabla 327: Efectos de K_{et} sobre la productividad	386
Tabla 328: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	388

Tabla 329: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	388
Tabla 330: Contraste ADF para la serie y_{ct}	389
Tabla 331: Contraste ADF para la serie l_{ct}	390
Tabla 332: Contraste ADF para la serie k_{ct}	392
Tabla 333: Contraste ADF para la serie y_{et}	393
Tabla 334: Contraste ADF para la serie l_{et}	394
Tabla 335: Contraste ADF para la serie k_{et}	396
Tabla 336: Método de Engle y Granger – CA.....	396
Tabla 337: Contraste de Johansen - CA	397
Tabla 338: Método de Engle y Granger – Resto de España.....	397
Tabla 339: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	397
Tabla 340: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}	398
Tabla 341: Contraste de Johansen – Resto de España	398
Tabla 342: Resultados del modelo multivariante	399
Tabla 343: Correlaciones instantáneas.....	401
Tabla 344: Matriz V.....	401
Tabla 345: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	402
Tabla 346: Resultados del modelo estructural	402
Tabla 347: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	403
Tabla 348: Elasticidades respecto a K_{ct}	404
Tabla 349: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros	405
Tabla 350: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	406
Tabla 351: Elasticidades respecto a K_{et}	408
Tabla 352: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros	408
Tabla 353: Efectos de K_{ct} sobre la productividad	410
Tabla 354: Efectos de K_{et} sobre la productividad	411
Tabla 355: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	412
Tabla 356: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	412
Tabla 357: Contraste ADF para la serie y_{ct}	413
Tabla 358: Contraste ADF para la serie l_{ct}	414
Tabla 359: Contraste ADF para la serie k_{ct}	415
Tabla 360: Contraste ADF para la serie y_{et}	417
Tabla 361: Contraste ADF para la serie l_{et}	418
Tabla 362: Contraste ADF para la serie k_{et}	419
Tabla 363: Método de Engle y Granger - CA.....	420
Tabla 364: Contraste de Johansen - CA	420
Tabla 365: Método de Engle y Granger – Resto de España.....	421

Tabla 366: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	421
Tabla 367: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}	421
Tabla 368: Contraste de Johansen – Resto de España	422
Tabla 369: Resultados del modelo multivariante	423
Tabla 370: Correlaciones instantáneas	425
Tabla 371: Matriz V	425
Tabla 372: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	426
Tabla 373: Resultados del modelo estructural	426
Tabla 374: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	427
Tabla 375: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros	428
Tabla 376: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	429
Tabla 377: Elasticidades respecto a K_{et}	431
Tabla 378: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros	432
Tabla 379: Efectos de K_{ct} sobre la productividad	434
Tabla 380: Efectos de K_{et} sobre la productividad	435
Tabla 381: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	436
Tabla 382: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	436
Tabla 383: Contraste ADF para la serie y_{ct}	438
Tabla 384: Contraste ADF para la serie l_{ct}	439
Tabla 385: Contraste ADF para la serie k_{ct}	440
Tabla 386: Contraste ADF para la serie y_{et}	441
Tabla 387: Contraste ADF para la serie l_{et}	442
Tabla 388: Contraste ADF para la serie k_{et}	443
Tabla 389: Método de Cointegración - Engle y Granger - CA	444
Tabla 390: Método de Engle y Granger – CA – a partir de y_{ct}	444
Tabla 391: Método de Engle y Granger – CA – a partir de l_{ct}	444
Tabla 392: Contraste de Johansen - CA	445
Tabla 393: Método de Engle y Granger – Resto de España	446
Tabla 394: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	447
Tabla 395: Contraste de Johansen – Resto de España	447
Tabla 396: Método de Engle y Granger – Conjunto - Producción	448
Tabla 397: Contraste de Johansen – Conjunto - Producción	449
Tabla 398: Resultados del modelo multivariante	450
Tabla 399: Correlaciones instantáneas	452
Tabla 400: Matriz V	452
Tabla 401: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	453
Tabla 402: Resultados del modelo estructural	453
Tabla 403: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	454

Tabla 404: Elasticidades Respecto a K_{ct}	456
Tabla 405: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros	457
Tabla 406: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	458
Tabla 407: Elasticidades respecto a K_{et}	460
Tabla 408: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros	461
Tabla 409: Efectos de K_{ct} sobre la productividad	463
Tabla 410: Efectos de K_{et} sobre la productividad	463
Tabla 411: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	465
Tabla 412: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	465
Tabla 413: Contraste ADF para la serie y_{ct}	466
Tabla 414: Contraste ADF para la serie l_{ct}	467
Tabla 415: Contraste ADF para la serie k_{ct}	468
Tabla 416: Contraste ADF para la serie y_{et}	470
Tabla 417: Contraste ADF para la serie l_{et}	471
Tabla 418: Contraste ADF para la serie k_{et}	473
Tabla 419: Método de Engle y Granger - CA.....	473
Tabla 420: Contraste de Johansen - CA	473
Tabla 421: Método de Engle y Granger – Resto de España.....	474
Tabla 422: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	475
Tabla 423: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}	475
Tabla 424: Contraste de Johansen – Resto de España	476
Tabla 425: Resultados del modelo multivariante	477
Tabla 426: Correlaciones instantáneas.....	478
Tabla 427: Matriz V	479
Tabla 428: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	479
Tabla 429: Resultados del modelo estructural	479
Tabla 430: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	480
Tabla 431: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros.....	481
Tabla 432: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	482
Tabla 433: Elasticidades respecto a K_{et}	484
Tabla 434: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros.....	485
Tabla 435: Efectos de K_{ct} sobre la productividad	487
Tabla 436: Efectos de K_{et} sobre la productividad	488
Tabla 437: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	489
Tabla 438: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	489
Tabla 439: Contraste ADF para la serie y_{ct}	491

Tabla 440: Contraste ADF para la serie l_{ct}	492
Tabla 441: Contraste ADF para la serie k_{ct}	493
Tabla 442: Contraste ADF para la serie y_{et}	495
Tabla 443: Contraste ADF para la serie l_{et}	496
Tabla 444: Contraste ADF para la serie k_{et}	497
Tabla 445: Método de Engle y Granger - CA.....	498
Tabla 446: Método de Engle y Granger – CA – a partir de y_{ct}	498
Tabla 447: Método de Engle y Granger – CA – a partir de l_{ct}	498
Tabla 448: Contraste de Johansen - CA	499
Tabla 449: Método de Engle y Granger – Resto de España.....	500
Tabla 450: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}	501
Tabla 451: Contraste de Johansen – Resto de España	501
Tabla 452: Método de Engle y Granger – Conjunto - Producción	502
Tabla 453: Contraste de Johansen – Conjunto - Producción.....	503
Tabla 454: Resultados del modelo multivariante	504
Tabla 455: Correlaciones instantáneas.....	506
Tabla 456: Matriz V	506
Tabla 457: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado	507
Tabla 458: Resultados del modelo estructural	507
Tabla 459: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}	508
Tabla 460: Elasticidades Respecto a K_{ct}	510
Tabla 461: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros	511
Tabla 462: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}	512
Tabla 463: Elasticidades respecto a K_{et}	514
Tabla 464: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros	515
Tabla 465: Efectos de K_{ct} sobre la productividad	517
Tabla 466: Efectos de K_{et} sobre la productividad	518
Tabla 467: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}	519
Tabla 468: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}	519
Tabla 469: Elasticidad del empleo de la CA –stock de capital de la CA	523
Tabla 470: Número de empleos de la CA – stock de capital de la CA.....	525
Tabla 471: Elasticidad del empleo del resto de España – stock de capital de la CA.....	526
Tabla 472: Número de empleos del resto de España – stock de capital de la CA	526
Tabla 473: Elasticidad del empleo de cada CA – stock de capital del resto de España	528
Tabla 474: Número de empleos de cada CA – stock de capital del resto de España	529
Tabla 475: Elasticidad del empleo del resto de España – stock de capital del resto de España ...	530
Tabla 476: Número de empleos del resto de España – stock de capital del resto de España.....	531
Tabla 477: Elasticidad de la producción de cada CA – stock de capital de la CA.....	532
Tabla 478: Cantidad de producción de cada CA – stock de capital de la CA	533
Tabla 479: Elasticidad de la producción del resto de España – stock de capital de la CA	534

Tabla 480: Cantidad de producción del resto de España – stock de capital de la CA.....	535
Tabla 481: Elasticidad de la producción de cada CA –stock de capital del resto de España	536
Tabla 482: Cantidad de producción del resto de España – stock capital del resto de España	537
Tabla 483: Elasticidad de la producción del resto de España – stock de capital del resto de España	538
Tabla 484: Cantidad de producción del resto de España – stock de capital del resto de España ..	539
Tabla 485: Productividad del trabajo de cada CA – stock de capital de cada CA	540
Tabla 486: Productividad del trabajo de cada CA – stock de capital del resto de España	541

Capítulo I.

Introducción

En el campo de la Economía Regional, se conoce como “efecto rebosamiento” al efecto positivo que, sobre el crecimiento económico de un conjunto de regiones, puede provocar un shock, permanente y positivo, en el nivel del stock de capital de otra región ajena al conjunto. La región que recibe directamente el shock crece, ese crecimiento provoca el crecimiento del resto, y, eventualmente, la convergencia de las más pobres a las más ricas.

En España, la existencia de efectos rebosamiento o externalidades positivas que pudieran ocurrir, al incrementarse el stock de capital de una Comunidad Autónoma (CA), en el resto de Comunidades Autónomas (CCAA), ha sido sugerida por varios trabajos empíricos: Mas, Maudos, Pérez y Uriel (1996); Pereira y Roca-Sagalés (2003, 2007); Cantos, Gumbau y Maudos (2005); Roca-Sagalés y Sala (2006); Márquez, Ramajo y Hewings (2010, 2011) y Tejera (2014), entre otros¹.

El efecto rebosamiento podría ser incluso más complejo que el descrito, como se apunta en Tejera (2014). Si se dieran las condiciones adecuadas, es posible que el shock inicial pudiera desencadenar un efecto dinámico de retroalimentación entre el conjunto de regiones y la región que recibe directamente el shock. Esto es, pudiera ser que el aumento de actividad en el conjunto de regiones, consecuencia del aumento inicial de actividad en la región origen del shock, provocara un aumento extra de actividad en dicha región y diera lugar a una especie de círculo virtuoso de crecimiento entre regiones.

Ahora bien, estos efectos dinámicos, que sin duda podrían contribuir a la convergencia entre regiones, solo pueden ocurrir si cada parte es capaz de “aprovechar” el crecimiento de la otra. La capacidad de generar efectos rebosamiento de una región y la capacidad del resto de regiones para aprovecharse de ellos son dos caras de la misma moneda, la primera no existiría sin la segunda.

La Teoría de la Causación Circular Acumulativa de Myrdal (Myrdal, 1957), de la que beben otras teorías más recientes agrupadas bajo la denominación de “Teorías de la No Convergencia”, está basada en la idea de que el crecimiento es un fenómeno muy complejo, en el que intervienen múltiples variables, entre las que por supuesto se encuentran las clásicas, producción, empleo y stock de capital, además de muchas otras, económicas y no económicas, relacionadas entre sí de forma dinámica, retroalimentándose unas a otras y en desequilibrio constante. Según esta teoría (o teorías), la convergencia no se da porque los procesos acumulativos y de aglomeración que se producen durante el crecimiento, favorecen fundamentalmente a las economías más desarrolladas, dejando a las menos desarrolladas en un estado precario, incapaces de aprovechar el mayor y más rápido crecimiento de las más ricas. Sin la ayuda del Estado por tanto, la convergencia no se producirá.

Por otro lado, las “Teorías de la Convergencia” pronostican que la convergencia se alcanzará automáticamente si se deja al mercado que, en competencia perfecta y libremente, asigne los recursos. En este caso, pasa lo contrario, y es cuestión de tiempo que las inversiones en capital y mayores tasas de crecimiento que tengan lugar en cualquier región, sean aprovechadas

¹ Para una revisión más exhaustiva de la literatura sobre el efecto rebosamiento véase Tejera (2014).

por las regiones más pobres para dar alcance a las ricas. En este caso la pregunta relevante es: ¿Cuánto tiempo tardará en darse la convergencia?

Influidos quizás por las teorías de la no convergencia, y/o con objeto de acelerar el crecimiento y la convergencia entre regiones, los Estados han llevado a cabo, en las últimas décadas, grandes inversiones en infraestructuras. España no ha sido una excepción y, con la ayuda de los Fondos Estructurales y de Cohesión de la UE, la inversión en infraestructuras (y en otros tipos de stock de capital) en los últimos 30 años ha sido enorme, contribuyendo de forma decisiva al crecimiento y bienestar de todas las CCAA.

Ahora bien, en España, desde el año 1980, se ha producido un resultado un tanto paradójico, el PIB por trabajador (Y/L) no ha dejado de crecer en todas las CCAA, sin embargo, las diferencias entre las CCAA más ricas y las más pobres se han mantenido bastante estables. Esto es, si bien es cierto que se ha producido cierta convergencia con otras regiones europeas, no parece que las CCAA españolas hayan convergido entre ellas. Un reciente estudio del Banco de España sobre la convergencia regional durante el periodo 1980-2015, Puente (2017), apoya esta afirmación y establece que la convergencia entre las CCAA españolas es muy lenta, de hecho estima que se tardará 70 años en reducir a la mitad las disparidades interregionales.

Excesiva lentitud en la convergencia o falta de la misma son dos hipótesis difíciles de distinguir desde un punto de vista econométrico. El caso es que después de treinta años, las regiones más pobres siguen siendo las más pobres y las más ricas siguen siendo las más ricas. La pregunta relevante es: ¿Por qué?

La respuesta tiene que estar relacionada con la capacidad de cada CA para rentabilizar las inversiones en capital que se realicen en ella, así como para aprovecharse de las externalidades positivas que puedan generar las inversiones o el crecimiento de otras CCAA. Así, tan interesante o más que medir la falta de convergencia a través de una determinada variable, es estudiar: (1) Si hay CCAA que tienen dificultades para rentabilizar adecuadamente, en términos de PIB y empleo, las inversiones de capital directas recibidas y eso les impide alcanzar una velocidad de crecimiento suficiente para dar caza a las Comunidades ricas y/o (2) si hay CCAA que tienen dificultades para rentabilizar, en términos de PIB y empleo, los aumentos permanentes en los niveles de PIB, empleo y capital del resto de CCAA.

Ordenar las CCAA por su capacidad de rentabilizar inversiones de capital, propias y ajenas, no solo permitirá diseñar políticas de ayuda al crecimiento más eficientes, sino que contribuirá a detectar los problemas que ralenticen el crecimiento de una determinada región.

El objetivo de esta Tesis es estimar, no solo los efectos rebosamiento que son capaces de generar cada una de las CCAA españolas, sino la capacidad que cada una tiene para “aprovecharse” de los aumentos del stock de capital en el resto.

En particular, esta Tesis trata de evaluar los efectos, sobre el empleo y la producción, de dos tipos de perturbaciones: (1) Un shock permanente, unitario, en el stock de capital de cada una de las CCAA y (2) un shock permanente, unitario, en el stock de capital del resto de España, esto es, en el stock de capital de España, menos la CA correspondiente.

Se estudiará cuál es la CA en la que el shock en el stock capital es más productivo, tanto en términos de empleo como de PIB. Si el shock se produce en el stock de capital de una CA concreta: ¿Qué efectos rebosamiento, sobre el resto de CCAA, cabría esperar?. Si el shock se produce en el resto de España, para una CA dada: ¿Qué capacidad tiene la CA correspondiente para beneficiarse de las posibles externalidades positivas de dicho shock?, esto es, ¿Qué efectos sobre el empleo y PIB de la CA cabría esperar de un shock en el stock de capital del resto de España?.

Por último, si los efectos descritos son positivos, tanto para la producción como para el empleo y tanto para la Comunidad correspondiente, como para el resto de España: ¿Cómo afectan a la productividad del factor trabajo de dicha Comunidad *versus* la del resto de España?. En otras palabras, ¿Cómo afectan a la convergencia/divergencia de dicha Comunidad respecto al resto de España?. Si los efectos son cero, también será interesante su interpretación.

Esta Tesis es una generalización de la Tesis de Tejera (2014) en la que solo se estudiaba el comportamiento de cinco CCAA² Españolas: Andalucía, Cataluña, Comunidad de Madrid, País Vasco y Comunidad Valenciana. La falta de un análisis individual, particularizado, de cada una de las CCAA españolas, impedía saber si los efectos importantes que se detectaban sobre el resto de CCAA, cuando el shock tenía su origen en una de estas CCAA, era un efecto del que solo se beneficiaban el resto de CCAA ricas o también se beneficiaban las pobres. En general, en esta Tesis, al analizar de forma individual todas las CCAA, pobres y ricas, es posible saber si las CCAA menos desarrolladas son capaces de aprovechar todas las oportunidades de crecimiento de igual forma en que lo hacen las CCAA más desarrolladas. En este trabajo se estudian todas las CCAA, excepto Ceuta y Melilla, para las que no hay series temporales suficientemente largas.

Al igual que en Tejera (2014), la metodología econométrica empleada para contestar a las preguntas anteriores es una parte innovadora de esta Tesis, ya que resuelve las deficiencias en la modelización de los efectos rebosamiento detectados en múltiples trabajos previos, como la omisión de variables importantes (el empleo y el PIB del resto de regiones) o las restricciones, *a priori*, en la dinámica de los modelos econométricos utilizados.

Para cada CA, se utiliza un modelo conceptual con seis variables: Empleo, PIB y stock de capital para la CA y empleo, PIB y stock de capital para el resto de España. Dicho modelo conceptual se puede expresar como un modelo econométrico multi-ecuacional dinámico, donde la no estacionariedad de las variables se recoge explícitamente, así como la posible existencia de relaciones de cointegración entre ellas. La dinámica no está restringida *a priori* y los únicos supuestos necesarios para estimar, de forma consistente, los efectos de cada tipo de stock de capital (el de la CA y el del resto de España) son dos:

- (1) Las correlaciones instantáneas que pudiera haber entre cualquiera de los dos tipos de stock de capital y el resto de variables (PIB y empleo, de la CA y resto de España) se interpretarán como efectos instantáneos del stock de capital hacia esas otras variables. Este hecho implica que los stocks de capital son más rígidos que el resto de variables y tardan en ajustarse al menos un

² Estas cinco CCAA suponen un 66% del PIB y un 64% del empleo total nacional, y han sido consideradas tradicionalmente como los motores de crecimiento de la economía Española.

periodo ante shocks en esas otras variables. En cambio, tanto el empleo como el PIB, pueden reaccionar instantáneamente a cambios en los stocks de capital.

- (2) Se supone que no existe una relación causal instantánea entre los dos tipos de stock de capital. Ninguno de los dos puede reaccionar instantáneamente ante shocks en el otro. Cualquier correlación contemporánea entre ellos se considera espuria, fruto de decisiones que se toman en el mismo momento (por motivos políticos o de otra índole) pero que no tienen origen causal. Dichas correlaciones se ignoran.

Así, el marco de referencia conceptual que se utiliza en esta Tesis contiene el mínimo número de restricciones necesario para contestar a las preguntas planteadas, deja a los datos expresarse sobre la dinámica y propiedades estadísticas de las variables del conjunto de información, y, por tanto, no “contamina” o “contamina” mínimamente los resultados.

Las conclusiones de esta Tesis apoyan la Teoría de la Causación Circular Acumulativa de Myrdal. Efectivamente, solo las CCAA ricas presentan capacidades importantes para aprovechar los shocks en el stock de capital, ya sean propios o ajenos; el resto de CCAA son incapaces de responder, en el largo plazo, a un aumento permanente en el nivel del stock de capital. No obstante, si responden a un aumento permanente en la tasa de variación del stock de capital. Además, se aprecian, en las series temporales de las CCAA menos desarrolladas, propiedades estadísticas distintas de las de CCAA más ricas, lo que permite definir, a través de ellas, las condiciones necesarias para que pueda darse la convergencia tan deseada políticamente. Todo ello, sin necesidad de elaborar y estimar complicados modelos econométricos.

A continuación, se detalla la estructura de la tesis:

El segundo Capítulo, “Teorías del crecimiento económico”, describe las principales teorías sobre el crecimiento económico presentes en la literatura, desde la Teoría Neoclásica a la Nueva Geografía Económica, haciendo especial énfasis en la tesis de Myrdal.

El tercer Capítulo, “Marco teórico”, presenta el marco de referencia conceptual que permite aislar la respuesta de la producción y el empleo ante cambios en el stock de capital, tanto de la CA como del resto de España.

El cuarto Capítulo, “Resultados por Comunidad Autónoma”, explica cómo se han construido los modelos empíricos multivariantes para cada una de las CCAA. Con dichos modelos se estiman las respuestas de la producción y el empleo, para cada CA y para el resto de España, ante un aumento permanente en el stock de capital de la CA y en el stock de capital del resto de España.

El quinto Capítulo, “Efectos del stock de capital. Un análisis comparado”, expone una comparativa entre las distintas CCAA. Se establece un ranking entre las CCAA analizadas en función de los efectos obtenidos y se hace un análisis comparativo entre las CCAA ricas y pobres. El análisis comparativo, a nivel de CA, permitirá estimar cómo de productivas han sido las transferencias de recursos, así como sus efectos sobre la convergencia real.

El sexto Capítulo, “Conclusiones”, establece los principales resultados y las conclusiones más destacadas de la Tesis, así como las líneas de investigación futuras abiertas por la misma.

Capítulo II.

Teorías del crecimiento económico

El crecimiento económico ha sido uno de los temas más importantes y antiguos de discusión de la ciencia económica y, aunque en las últimas décadas han proliferado tanto trabajos teóricos como empíricos, aún no existe un consenso en cuanto a las fuentes que lo impulsan. La literatura del crecimiento económico ha girado en torno a dos grandes cuestiones: (1) ¿Cuáles son los determinantes del crecimiento económico a largo plazo?; (2) ¿El crecimiento económico incorpora un mecanismo automático que hace converger la renta *per cápita* entre países (regiones) o es imprescindible la ayuda de los Estados?.

El objetivo de este Capítulo es exponer de forma sucinta los elementos esenciales de las principales teorías explicativas dentro de dicha literatura. Las teorías del crecimiento económico se pueden dividir en dos grandes grupos, cuya diferencia fundamental gira en torno a la convergencia económica.

En un extremo, tenemos la corriente neoclásica ortodoxa basada en los supuestos de rendimientos constantes de escala en el conjunto de factores productivos y la productividad marginal decreciente de cada factor, en un mercado de competencia perfecta, cuya reasignación eficiente en el espacio requiere la igualdad en el margen de sus respectivos rendimientos. La consecuencia directa de tales supuestos es la igualación automática, sin la ayuda del Estado, de la renta *per cápita* entre aquellos territorios convergentes hacia el mismo estado estacionario.

En el otro extremo, como alternativa a los modelos neoclásicos, tenemos las primeras teorías de la divergencia regional, una serie de teorías explicativas, poco formalizadas, cuyas predicciones apuntan a que las economías no pueden converger sin la ayuda de los Estados.

Entre ambos extremos, más formalizados y recientes, tenemos los modelos de crecimiento endógeno. Estos modelos sustituyeron los supuestos neoclásicos ortodoxos por los de rendimientos crecientes y competencia imperfecta, demostrando que el crecimiento puede ser un fenómeno endógeno a la propia dinámica de la economía y que las desigualdades interregionales, lejos de desaparecer, podrían verse reforzadas en el propio proceso de crecimiento, aunque también podría darse la convergencia.

II.1. Los modelos neoclásicos de crecimiento

En el estudio del crecimiento económico, fueron los economistas neoclásicos los que sentaron las bases metodológicas de las teorías del crecimiento económico.

Los modelos neoclásicos de crecimiento tienen como punto de referencia el modelo desarrollado por Solow (1956) y Swan (1956). El aspecto básico de este modelo reside en la forma neoclásica de la función de producción, lo que implica rendimientos constantes a escala y rendimientos decrecientes para cada uno de los factores productivos (trabajo y capital físico) bajo el supuesto de mercados perfectamente competitivos. Esta función de producción se combina con una tasa de ahorro constante para generar un modelo de equilibrio general.

El supuesto de rendimientos decrecientes del capital tiene dos consecuencias importantes: (1) El modelo predice que el crecimiento a largo plazo debido a la acumulación de capital es insostenible. Si no existen mejoras tecnológicas, la economía alcanzará un estado estacionario en el que el crecimiento *per cápita* será cero. No obstante, la evidencia empírica disponible de tasas de crecimiento positivas contrasta con este resultado. Por este motivo, los investigadores neoclásicos introdujeron un elemento exógeno al modelo, la tasa de progreso tecnológico, como motor último del crecimiento a largo plazo. (2) Otra predicción de estos modelos es la convergencia condicional³. La convergencia entre países homogéneos se deriva de la dinámica de transición del modelo hacia el estado estacionario. Un país con menor stock de capital *per cápita* inicial, que comparta el mismo estado estacionario que otro inicialmente más adelantado, presentará una mayor productividad marginal del capital (por los rendimientos decrecientes de este factor) y, por tanto, un mayor rendimiento, un mayor estímulo a la inversión, y, por ende, un mayor crecimiento económico. Así pues, y a la luz de estos modelos, las medidas a adoptar para alcanzar la convergencia se limitarían a la modificación y adaptación de las estructuras productivas del país en cuestión a las del resto de países con los que se quiere converger. Una vez alcanzadas unas estructuras homogéneas, la convergencia vendría por sí sola.

El análisis neoclásico se completó con las aportaciones de Cass (1965) y Koopmans (1965), quienes permitieron la incorporación del análisis de optimización intertemporal, previamente desarrollado por Ramsey (1928), en la modelización del comportamiento óptimo de los consumidores en el modelo neoclásico (Sala-i-Martin, 2000).

Más adelante, otros autores como Barro y Sala-i-Martin (1991) y Mankiw, Romer y Weil (1992) iniciaron lo que ellos mismos llamaron la “contrarrevolución neoclásica”, interpretando el residuo de Solow como alguna carencia en la función de producción neoclásica. De este modo se llegó al denominado modelo de Solow ampliado, que incorpora además de los factores de producción tradicionales, trabajo y capital físico, un tercer factor acumulable, el capital humano. Según estos autores, al incluir en la función de producción tanto el capital físico como el humano, se puede comprender mejor la relación que existe entre el ahorro, la evolución de la población y la renta, y de esta forma es mayor la aportación al capital que a través del modelo de Solow-Swan tradicional.

A nivel regional, el modelo neoclásico de crecimiento [véase, entre otros, Borts y Stein (1964); Romans (1965); Siebert (1969); Richardson (1972, 1977); Bueno Lastra (1990); Cuadrado Roura (1992) y Mella Márquez, (1998)] basado en un mercado de libre competencia, establece una senda de evolución de las regiones hacia su estado estacionario. A largo plazo, cada región tendrá un crecimiento constante, sostenido. A corto plazo, aquellas regiones más alejadas del nivel de renta *per cápita* que corresponde a su estado estacionario, tendrán un mayor crecimiento que aquéllas más ricas que se encuentren más próximas a dicho estado. De acuerdo con este modelo, las disparidades interregionales son transitorias, dependen de la velocidad del proceso de ajuste, pero finalmente tienden a desaparecer y alcanzar un equilibrio estable.

³ La convergencia es condicional porque en el modelo de Solow-Swan los niveles correspondientes al estado estacionario de capital y producción por trabajador, dependen de la tasa de ahorro, de la tasa de crecimiento demográfico y de la posición de la función de producción, variables que pueden diferir entre las distintas economías (Barro y Sala-i-Martin, 2009).

No obstante, los modelos neoclásicos plantean una serie de limitaciones a la hora de explicar el crecimiento económico a nivel regional. La excesiva rigidez de los supuestos de partida del modelo contrastan con una serie de elementos clave para comprender la evolución de la economía regional, como son, entre otros: (1) La no existencia de competencia perfecta, (2) la presencia de rendimientos no decrecientes de los factores productivos, (3) la posibilidad de que las decisiones de localización de las inversiones no sólo vengan determinadas por la maximización del beneficio o (4) la existencia de economías de aglomeración.

La evidencia empírica ha mostrado la ausencia de convergencia en los niveles de renta entre las distintas economías a nivel mundial, así como fenómenos de crecimiento divergente más o menos transitorios, que han puesto en cuestión la validez del modelo neoclásico. En este sentido, surge la cuestión de si la modelización neoclásica es capaz de explicar estos fenómenos de crecimiento divergente de la economía. Al respecto, dos son las explicaciones que la literatura del crecimiento convergente ha dado: (1) La posibilidad de acción de los shocks espacialmente asimétricos y (2) la distinción entre diferentes tipos de convergencia⁴.

II.2. Primeras teorías del crecimiento económico divergente

Contemporáneas a los modelos neoclásicos de crecimiento, surgieron una serie de teorías regionales, contrarias a éstos, llamadas teorías de la divergencia regional. Estas teorías suponen que el espacio es heterogéneo en la dotación de recursos y que las relaciones interregionales son las responsables de los desequilibrios territoriales, los cuales forman parte de la propia naturaleza del proceso de crecimiento y no tienden a desaparecer por su propia inercia. A continuación, se presentan los principales rasgos de las más importantes.

II.2.1. Teoría de la base de exportación

Según esta teoría, inicialmente propuesta por North (1955), las regiones son economías abiertas, cuyo sustrato económico está constituido por un grupo de industrias que se dedican principalmente a exportar a otras regiones. Junto a este sector básico exportador, se encuentra el otro sector de la economía, el sector residencial, destinado principalmente a cubrir la demanda local.

Dentro de este modelo, una expansión inicial de las exportaciones estimula en gran medida a toda la región, por la acción del multiplicador de la renta, lo que refuerza la competitividad del sector exportador. Además, el despegue de la región inicialmente favorecida por dichas exportaciones, atrae mano de obra y capital de otras regiones para sostener esa continua expansión, produciéndose así un proceso de “causalidad circular” (retroalimentación) en el crecimiento de dicha economía regional.

⁴ Para una revisión más exhaustiva sobre los distintos tipos de convergencia (convergencia beta y sigma, tanto absoluta como condicional) véase, por ejemplo, Barro (1991); Barro y Sala-i-Martin (1992,2009) y Quah (1993,1996) o, para el caso español, Cuadrado Roura *et al.* (2010) y De la Fuente (2002b).

Por tanto, el subdesarrollo o declive regional se debe a la carencia de unas exportaciones especializadas y flexibles en sectores dinámicos (Cuadrado Roura, 1992). Es decir, una región crecerá en la medida en que sus sectores básicos exportadores puedan competir con otras regiones. Según Tiebout (1956), el desarrollo de dicho sector depende de las ventajas comparativas de la región, reflejadas en los costes relativos de producción y transferencia, así como del mercado de las regiones adyacentes.

Pese a la sencillez de esta teoría, algunos autores critican que en ella no se explica cómo mantener la capacidad competitiva de las regiones y adaptarse a las tendencias más dinámicas de los mercados nacionales e internacionales. Además, al centrarse en el papel clave de la demanda, se olvida la perspectiva de la oferta, que, según Borts y Stein (1964) y Muth (1971), es esencial en el proceso de crecimiento regional.

II.2.2. Teoría de los polos de crecimiento

La teoría de los polos de crecimiento, formulada en el marco de la escuela francesa de economía regional por Perroux (1955)⁵, se centra en el papel de una gran empresa líder o unidad motriz en la conformación de los llamados "*poles de croissance*". Los polos de crecimiento fueron definidos por Perroux (1955) como un "*conjunto de industrias con sólidas y abundantes interrelaciones, medidas a través de eslabonamientos input-output, establecidas alrededor de una industria líder, capaz de generar un crecimiento sostenido de la economía*" (pp.307-320).

Esta teoría parte de la existencia de una gran unidad de producción localizada de forma exógena. Por su dimensión y desarrollo tecnológico, esta industria motriz innovadora genera una serie de efectos de polarización y de desarrollo en torno al lugar donde se encuentra localizada (Cuadrado Roura, 1992):

- Efectos producidos como consecuencia del multiplicador keynesiano, puestos de manifiesto por el elevado número de trabajadores y por las mayores retribuciones percibidas.
- Efectos "input-output" directos e indirectos, causados por la demanda interna de "inputs" intermedios, que hace que los proveedores obtengan ventajas al instalarse cerca del polo.
- Efectos de aceleración del crecimiento como consecuencia de las altas tasas de inversión y reinversión de beneficios.
- Efectos referidos a las ventajas de localización, debido a la existencia o creación de infraestructuras y capital social.
- Efectos de imitación y aprendizaje que ocasionan mejoras en los niveles locales de conocimientos y técnicas y en la capacidad empresarial y de gestión.

Así, el proceso de crecimiento descrito por Perroux es, por su propia naturaleza, desequilibrado, ya que no se propaga a todos los sectores ni a todos los territorios por igual, centrándose en estos polos de crecimiento. El factor causal básico que determina que se

⁵ Para un estudio más detallado sobre la tesis de Perroux véase Boudeville (1961,1968), quien trasladó la teoría de los polos de crecimiento al ámbito geográfico.

produzcan tales características de crecimiento es la innovación empresarial, que impulsa el progreso tecnológico, organizativo y económico en general.

Con esta teoría, Perroux proponía la creación de concentraciones territoriales de determinadas industrias que permitiesen la proximidad entre las empresas y el establecimiento de relaciones, favoreciendo así la creación de focos tecnológicos y de intercambio de información que actuaran como polos de crecimiento, como ocurre en determinadas regiones españolas.

Podría deducirse, de lo expuesto hasta ahora, que el hecho de tener una actividad exportadora bien definida, es una condición necesaria para el crecimiento pero no suficiente. La industria ha de ser grande y con un importante poder de atracción, esto es, un polo de desarrollo.

La teoría de los polos de crecimiento tiene en común con el siguiente modelo, la atención que presta a los procesos acumulativos y de localización, centrándose de manera destacada en el lado de la demanda.

II.2.3. Teoría de la causación circular acumulativa

La teoría de la causación circular acumulativa⁶ de Gunnar Myrdal (Myrdal,1957) también surge como contrapunto a la teoría neoclásica, pero, a diferencia del resto, pone el énfasis en la dinámica del proceso.

La teoría neoclásica ignora que las interrelaciones entre las variables, económicas y no económicas, suelen devenir en un proceso acumulativo. Las variables se retroalimentan unas a otras y, en caso de tratarse de variables que promueven el desarrollo, lo potencian e impulsan, pero en caso de no promoverlo, lo que hacen es llevar a la economía a su estancamiento. Así, Myrdal cuestiona la noción de equilibrio estable de la teoría neoclásica, para explicar de manera endógena la existencia de círculos viciosos y virtuosos en el crecimiento de las regiones.

Según esta teoría, el proceso de crecimiento comienza en lugares con ventajas iniciales. Una vez iniciado dicho proceso, el libre juego de las fuerzas del mercado beneficia a dichas regiones con condiciones favorables, ya que éstas se aprovechan de un doble proceso. Por un lado, el crecimiento inicial de dicha zona atrae mano de obra cualificada, creándose un mercado interno más amplio y dinámico, lo que provoca un aumento de la demanda y las expectativas de crecimiento que, a su vez, estimulan las inversiones en la región. Por otro lado, la existencia de economías de escala, economías de aglomeración y la adopción de innovaciones de proceso que acompañan a las nuevas inversiones y bienes de capital, provocarán un aumento de productividad y competitividad de la economía local, lo que hará aumentar la demanda externa, que producirá, a su vez, un aumento del empleo, nuevos flujos de inmigración y más crecimiento, creándose así un círculo virtuoso de crecimiento.

⁶ Fue Kaldor (1970,1981) quien formalizó esta teoría a través de un modelo basado en la relación directa existente entre la renta y la productividad, vía mejora de la capacidad productiva(segunda ley de Kaldor o "ley de Verdoorn") y a causa de una mayor competitividad y demanda de exportaciones.

Por otra parte, en las regiones atrasadas, no solo se registrará un proceso de emigración de la mano de obra cualificada, sino que caerá la demanda interna, y al no existir expectativas de crecimiento que impulsen la inversión, esa escasa capacidad de atracción de inversiones, hará que la demanda de capital permanezca en niveles relativamente bajos.

Desde ambas perspectivas, las causas que originan el progreso o regresión en el crecimiento económico de los territorios se convierten en procesos acumulativos que refuerzan las tendencias al avance o retroceso, lo que genera desequilibrios territoriales, ya que un mayor desarrollo surgido en una de las regiones no impulsa el desarrollo de las colindantes, sino su mayor empobrecimiento relativo, atrayendo para sí las inversiones y los recursos más productivos, contribuyendo entonces a una mayor polarización geográfica de la economía, justificando así una tendencia natural a la divergencia en renta *per cápita* entre regiones.

En definitiva, esta teoría plantea que la movilidad de los factores es desequilibrante. Si bien se producen una serie de flujos entre las regiones, estos no hacen más que aumentar las diferencias entre ellas y son tanto más acusados, cuanto mayor es la diferencia interregional. Los “efectos de absorción” o concentración en las regiones/países ricos, consecuencia de la aparición de rendimientos crecientes de escala y ganancias de competitividad vía menor ratio salario-productividad, y las inmigraciones de mano de obra, capital y empresas, son superiores a los “efectos de difusión” hacia las regiones/países pobres, de actividades y empleos. Según Myrdal, el propio proceso de acumulación, en el tiempo, puede generar economías externas negativas o costes de congestión y rendimientos decrecientes que provoquen efectos de difusión del crecimiento hacia las regiones próximas. Esta causación circular hace que un proceso social tienda a convertirse en acumulativo y que, a menudo, adquiera velocidad a un ritmo acelerado.

II.2.4. Teoría del centro-periferia

La teoría del centro-periferia, también llamada teoría de la dependencia o del intercambio desigual (Mella Márquez, 1998) es, según Richardson (1978,1986), una versión ampliada de la tesis de la causalidad circular acumulativa.

Este enfoque establece una estructura jerárquica de las regiones. Así, existen dos grandes polos económicos, cada uno con sus características específicas. Por un lado, se encuentra el “centro”(industrial), y por otro, la “periferia”(agrícola), ambos con diferentes estructuras productivas y económicas. Existe, en suma, una bipolaridad centro-periferia.

La característica diferenciadora de la zona centro es su capacidad para generar o adaptarse a las innovaciones. En este sentido, en el centro se concentran las actividades más avanzadas y las estructuras productivas más innovadoras, así como la mano de obra mejor cualificada. Además, la posibilidad de rendimientos crecientes duraderos y una demanda creciente de las exportaciones, no solo hacen que el centro crezca rápidamente, sino que actúe atrayendo elementos dinámicos de las regiones más estáticas.

Por su parte, la periferia, pese a tener recursos productivos, éstos fluyen hacia el centro. Este flujo de recursos, junto a la falta de mano de obra y capital, tiene como consecuencia que la periferia sea incapaz de adaptarse a las innovaciones y oportunidades de inversión y, por tanto, no es capaz de generar por sí misma una dinámica propia de desarrollo, sino que dicho desarrollo viene impuesto por el centro.

Según la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), las relaciones entre centro y periferia se resumen en los siguientes puntos (Palma, 1987,p.62):

- La periferia permanece rezagada por su incapacidad para generar, o integrar, el progreso técnico de la misma manera que lo hace el centro. Por ello, la productividad del trabajo aumenta más lentamente en la periferia y, en consecuencia, los sectores productores para la exportación de materias primas, que forman la esencia de la periferia, progresan más lentamente que los sectores productores de manufacturas, que es lo característico del centro.
- En la periferia, los sectores de escasa productividad, como la agricultura de subsistencia, generan un continuo excedente de mano de obra, que presiona a la baja sobre los salarios, lo que, además de impedir el crecimiento del mercado interno, disminuye los precios del sector de exportación.
- Tanto las diferencias de productividad como la disminución de los precios, explican la tendencia al aumento de las diferencias en la renta *per cápita* del centro y la periferia, produciéndose así una tendencia al desarrollo desigual entre los polos que forman el sistema.

Esta teoría concluye que las disparidades regionales tienen su origen tanto en las relaciones interregionales como en la dinámica interna de la periferia, incapaz de generar una dinámica propia de desarrollo (Prebisch,1949; Friedman, 1972 y Lipietz, 1990).

II.2.5. Teoría de la división espacial del trabajo

De acuerdo con Aydalot (1976) y Massey (1984), la teoría del centro-periferia es posible encuadrarla en una concepción más amplia del espacio y del desarrollo regional: la teoría de la división espacial del trabajo. La idea básica de esta teoría, al igual que la teoría del centro-periferia, es que existen relaciones asimétricas entre espacios jerárquicamente relacionados: los “centros” ,de poder y alta cualificación de la mano de obra, subordinan a las “periferias”, dedicadas a tareas rutinarias, debido a que existen diferencias espaciales en las formas de producción y en la estructura social. En contrapunto con la teoría del centro-periferia, permite la existencia de “semiperiferias emergentes” y “semiperiferias en declive”. Las primeras mejoran su posición respecto a la periferia, gracias a los efectos de difusión de los centros próximos y/o a un mejor aprovechamiento de sus propios recursos productivos. Por su parte, las segundas surgen por la incapacidad de adaptarse a las nuevas formas de producción del mercado.

Todas estas teorías de la divergencia regional, encabezadas por la teoría de la causación circular acumulativa de Myrdal, no son excluyentes, sino complementarias. En la teoría de la base de exportación, el crecimiento de una región depende de una variable exógena, las exportaciones, lo que lleva a establecer una plataforma de producción para otros mercados (base exportadora). Estrechamente relacionada con esta teoría, en la teoría de los polos de crecimiento, se destaca el papel que desempeña una industria motriz en la conformación de polos de desarrollo, a través de la formación de economías de escala. De esta forma, el proceso de concentración poblacional y económica facilita la formación de economías de escala y por tanto, de economías de aglomeración, lo que a su vez estimula el crecimiento económico de los territorios donde se asientan, llevando a un proceso de causalidad circular del crecimiento tal como establece Myrdal. Según esta teoría, en virtud de las economías de aglomeración, el crecimiento tiende a beneficiar acumulativamente a las regiones más desarrolladas, en detrimento de las más atrasadas. Por su parte, el enfoque centro-periferia al igual que la teoría de la división espacial del trabajo, no son más que una versión ampliada de la teoría de Myrdal.

Desde esta perspectiva, dichas teorías, aunque cada una de ellas enfatiza el papel de uno o más factores como determinantes del crecimiento económico, conducen a la misma idea: el crecimiento regional es un proceso acumulativo, en el que el libre juego de las fuerzas del mercado tiende a aumentar, en vez de disminuir, los desequilibrios interregionales, ya que un mayor desarrollo surgido en una de las regiones no impulsa el desarrollo de las regiones próximas, sino su mayor empobrecimiento relativo, ya que atraen para sí las inversiones y recursos más productivos, así como la mano de obra mejor cualificada, justificando una tendencia natural a la divergencia regional.

II.3. Modelos de crecimiento endógeno

A mediados de los años ochenta, en línea con estas teorías de la divergencia, pero con vocación más formal, surgieron los modelos de crecimiento endógeno. Estos modelos, en respuesta a algunos de los interrogantes que plantean los supuestos de los modelos neoclásicos, asumen la existencia de externalidades positivas asociadas a la producción de conocimiento y tecnología, sustituyendo los supuestos neoclásicos ortodoxos sobre rendimientos decrecientes a escala y competencia perfecta, por los de rendimientos crecientes y competencia imperfecta.

A diferencia de los modelos neoclásicos, éstos introducen la posibilidad de alcanzar un equilibrio dinámico con tasas de crecimiento positivas, que ahora no están vinculadas a una tasa de progreso tecnológico exógena, sino que el motor de crecimiento a largo plazo viene determinado desde dentro del propio modelo, de ahí que a estas nuevas teorías se les bautizara como teorías del crecimiento endógeno.

La literatura de crecimiento endógeno parte del modelo neoclásico e introduce distintas variaciones sobre el mismo, tales como el supuesto de rendimientos no decrecientes en los factores acumulables, progreso técnico endógeno (los avances científicos y técnicos no son exógenos, sino el resultado de una mayor inversión en I+D, capital humano, etc.) y ampliación de la lista de factores productivos, añadiendo el capital humano y tecnológico, todos ellos factores

que pueden ser objeto de acumulación y que generan externalidades. Según Barro y Sala-i-Martin (2009), la gran cantidad de aportaciones en esta área puede dividirse en dos grandes familias:

- Una primera familia de modelos [Romer (1986); Lucas (1988); Rebelo (1991) y Barro (1991)], consiguieron generar tasas de crecimiento positivas, eliminando los rendimientos decrecientes en la acumulación de capital a través de externalidades positivas e introduciendo el capital humano.
- Una segunda familia de modelos [Romer (1987 y 1990); Aghion y Howitt (1992 y 1998) y Grossman y Helpman (1991)] usa el entorno de competencia imperfecta en el marco del crecimiento económico, para construir modelos en los que la inversión en investigación y desarrollo (I+D) de las empresas genera progreso tecnológico de forma endógena. El progreso tecnológico proviene de una actividad de I+D y esa actividad se ve recompensada por algún tipo de monopolio posterior. No obstante, en este tipo de entornos la tasa de crecimiento y la cantidad de actividad creativa inherente tienden a no ser óptimos de Pareto, debido a las distorsiones relacionadas con la creación de nuevos bienes y métodos de producción, por lo que la intervención de los Gobiernos juega un papel importante en la determinación de la tasa de crecimiento a largo plazo.

Funke y Strulik (2000), con el fin de distinguir entre los diferentes enfoques de crecimiento endógeno y confrontarlos con el modelo neoclásico, presentan un nuevo modelo, donde el crecimiento viene provocado por la acumulación de capital, tanto físico como humano, y el progreso tecnológico (I+D). De este modo, se combinan las tesis de Uzawa (1965) y Lucas (1988) con el modelo básico de Grossman y Helpman (1991), relacionándolas con cada etapa de transición por la que atraviesa una economía en su proceso de desarrollo. Así, todos los modelos de crecimiento resultan válidos y la pertinencia de usar uno u otro depende solamente de la etapa de desarrollo, en la que se sitúen las economías objeto de análisis.

Como conclusión, destacar que la literatura del crecimiento endógeno ha incorporado al análisis de crecimiento algunos factores que han provocado un giro copernicano de las teorías neoclásicas, ajustándose mejor a la realidad empírica de tendencia de crecimiento y desigualdad regional creciente. La consecuencia de estos modelos es que las economías no tienden a converger hacia un mismo estado estacionario, ya que cada economía parte con un stock distinto de capital tecnológico y también capital físico y humano. El resultado puede ser la ausencia total de convergencia con otras economías más desarrolladas, al ser los rendimientos no decrecientes en el capital y estar dotadas las mismas de un mayor stock de capital acumulado. Sólo las economías que consigan desarrollar un elevado stock de capital tecnológico —e indirectamente de capital humano— podrán converger a largo plazo con las más desarrolladas.

En general, estas teorías y modelos no han prestado una atención directa a factores relativos al espacio y la geografía (Moncayo Jiménez, 2002). Por ello, entre los nuevos enfoques del crecimiento regional, se encuentra la denominada “Nueva Geografía Económica”, encabezada por Krugman, Fujita y Venables (1999), que trata de responder a una vieja cuestión de la economía espacial: ¿Por qué unos territorios atraen más actividad económica y población que otros?.

II.4. Nueva geografía económica

La nueva geografía económica ofrece un marco teórico para el estudio de los mecanismos de aglomeración de las actividades económicas y su influencia en el crecimiento económico.

El modelo base es el modelo de concentración geográfica de Krugman (1991b). Dicho modelo, partiendo del supuesto de los rendimientos crecientes, propio de los modelos de crecimiento endógeno, establece que el reparto espacial de la actividad económica responde al equilibrio resultante de la acción de dos fuerzas contrapuestas: las que promueven la concentración de la actividad económica (centrípetas) y aquellas que tienden a debilitarla (centrífugas).

- La fuerza centrípeta, denominada de demanda o de tamaño de mercado, es la responsable de la aglomeración. Esta fuerza es tanto mayor, cuanto, a igualdad de condiciones, mayor sea el grado de economías de escala y el gasto en bienes industriales. Se caracteriza por el hecho de que el salario real tiende a ser más elevado allí donde el tamaño de la economía es mayor, lo que atrae a los trabajadores de las regiones contiguas. También se incluyen como fuerzas centrípetas, las externalidades tecnológicas, tales como los *spillovers* de conocimientos.
- La fuerza centrífuga es la responsable de la dispersión de las actividades económicas. Nace de la competencia entre empresas, teniendo singular relevancia en el sector agrícola por la demanda de bienes industriales. La mano de obra resulta más barata en la región más pequeña, lo que puede ser un elemento atractivo para las empresas sometidas a una fuerte competencia en la región con elevada densidad empresarial. Además, ciertas externalidades negativas como la contaminación y la congestión, también son un incentivo para que las empresas se ubiquen lejos de las grandes aglomeraciones.

A partir del modelo básico de Krugman, se han ido desarrollando otros modelos geográficos⁷ que tienen en común la idea de la inevitabilidad de la aglomeración de las actividades económicas. Aún cuando las dotaciones iniciales de cada región resultasen idénticas, cualquier perturbación exógena origina la formación de procesos acumulativos, que conducen a la formación de la aglomeración en una sola región. Puede hablarse incluso de la existencia de una causalidad circular acumulativa, en el sentido de Myrdal, como muestra la siguiente secuencia de efectos: los encadenamientos hacia atrás y hacia delante de las empresas conducen a una aglomeración de actividades que se retroalimenta progresivamente, hasta llegar a un punto en que las fuerzas centrípetas comienzan a ser compensadas por las fuerzas centrífugas (Krugman, 1995), es decir, los efectos externos positivos generarán una fuerza de atracción hacia el territorio en que tienen lugar, mientras que los efectos negativos actuarán como fuerza de repulsión para los agentes que quisieran instalarse en la aglomeración. Por tanto, la interacción de estos dos tipos de fuerzas (centrípetas y centrífugas) se encargan de moldear la estructura espacial de una economía (Fujita y Krugman, 2003).

⁷ Véase, por ejemplo, Martin y Rogers (1994); Calmette y Le Pottier (1995); Venables (1996) y Helpman (1998).

En suma, la nueva geografía económica sostiene que el libre juego de las fuerzas del mercado conduce a una intensificación de las disparidades económicas territoriales, tal y como habían planteado Myrdal y Kaldor en la teoría de la causación circular acumulativa (Krugman, 1991a). Esto es así, porque en virtud de las economías de aglomeración, el crecimiento tiende a beneficiar acumulativamente a las economías de mayor desarrollo, en detrimento de las más atrasadas.

En este Capítulo se han expuesto las características más importantes de las principales teorías y modelos que han intentado explicar el proceso de crecimiento económico. A la vista de dichas teorías, se puede concluir que cada una de ellas aporta elementos significativos que ayudan a entenderlo. El crecimiento económico es un fenómeno muy complejo, en el que intervienen múltiples variables, no sólo económicas, sino también políticas y de otra índole, tan variadas como heterogéneas son las regiones. Estas variables pueden relacionarse entre sí de forma dinámica, actuando como sinergias comunes, en desequilibrio constante, aunque posiblemente tendiendo a un equilibrio que variará con cada tipo de shock.

Capítulo III.

Marco Teórico

En este Capítulo se presenta el Marco de Referencia Conceptual (MRC) que permite encontrar la respuesta de la producción y del empleo, tanto de cada CA como del resto de España, ante aumentos en el stock de capital de cada CA y en el stock de capital del resto de España.

Para ello, se considera una economía con dos tipos de variables: las variables reactivas y las variables rígidas. Las variables reactivas son la producción de la Comunidad, Y_{ct} , el nivel de empleo de la Comunidad, L_{ct} , la producción del resto de España, Y_{et} , y el nivel de empleo del resto de España, L_{et} . Así, las variables reactivas son las incluidas en el vector $Z_t = (Y_{ct}, L_{ct}, Y_{et}, L_{et})$.

En todas las Comunidades analizadas las variables Y_{et} y L_{et} son I(2). No obstante, las variables Y_{ct} y L_{ct} , en cinco CCAA⁸ son I(2) y en el resto de CCAA son I(1). En los casos en los que las variables son I(2), sería más claro especificar el marco teórico en términos de las tasas de crecimiento $(y_{ct}, l_{ct}, y_{et}, l_{et})$, con $x_t = \nabla \ln(X_t)$. Sin embargo, se incluyen en el vector Z_t las variables en niveles, con el objetivo de conseguir una mejor correspondencia entre el marco teórico y el modelo empírico para todas las CCAA de forma general. En cualquier caso, es importante destacar que esto no supone una limitación del marco teórico, ya que serán los datos los que determinen si en el modelo teórico debe aparecer o no una diferencia regular adicional en la variable.

Por otro lado, las variables rígidas de esta economía son el stock de capital de la Comunidad, K_{ct} , y el stock de capital del resto de España, K_{et} , que vienen recogidas en el vector $K_t = (k_{ct}, k_{et})$, donde, de nuevo, las variables en minúsculas denotan la primera diferencia del logaritmo de la variable.

Al igual que en Cosculluela y Flores (2013), se supone que las variables rígidas necesitan, al menos, un periodo para reaccionar, frente a las variables reactivas que pueden reaccionar de forma instantánea. Este supuesto, no contrastable, determina que de forma instantánea K_t puede afectar a Z_t , pero no al revés.

En segundo lugar, se supone que ambos capitales son igual de rígidos y por lo tanto, no pueden afectarse de manera instantánea. Este segundo supuesto, a diferencia del anterior, puede ser contrastado con los datos, por lo que no constituye una limitación del modelo.

Pese a que para algunas CCAA los datos muestran una correlación alta entre los capitales, lo que invalidaría el supuesto anterior, no obstante, se entiende que ésta no implica una relación causal de un capital sobre otro, ya que ambos son igual de rígidos y por lo tanto no se pueden afectar instantáneamente. Dicha correlación se interpreta como un movimiento común entre los capitales, motivado porque en el stock de capital hay un elevado porcentaje de inversión pública,

⁸ Estas CCAA son Andalucía, Cataluña, Comunidad de Madrid, País Vasco y Comunidad Valenciana.

determinado por decisiones políticas, resultando imposible que se invierta capital público en una CA y no se haga en el resto de España. Si el Gobierno decide invertir en una CA, el resto de CCAA presionaría políticamente y por lo tanto, se aumentará también el stock de capital del resto de España, moviéndose conjuntamente, pero no en una relación de causalidad.

III.1. Representación matemática de las variables reactivas

El conjunto de información ante el que reaccionan las variables reactivas, Ω_{Zt} , está formado por los valores pasados de Z_t y los valores, pasados y presentes, de K_t , es decir:

$$\Omega_{Zt} = \{Z_{t-i}, K_{t-i}, K_t\} \quad \forall i = 1, 2, 3, \dots$$

En cada periodo se determina el nivel de $Z_t = (Y_{ct}, L_{ct}, Y_{et}, L_{et})$, usando la información de Ω_{Zt} . Esto hace que Z_t dependa de los valores pasados de Z_t , así como de los presentes y pasados de K_t , según la ecuación (1):

$$\begin{aligned} Z_t &= \nu_Z(B)K_t + \varepsilon_{Zt} \\ \Pi_Z(B)\varepsilon_{Zt} &= \alpha_{Zt} \end{aligned} \quad (1)$$

Donde $\nu_z(B)$ es una matriz (4x2) de funciones de transferencia. Cada una de ellas tiene la forma genérica, $\nu_{z-k}(B) = \nu_{z0} + \nu_{z1}B + \nu_{z2}B^2 + \dots$, para $z = Y_c, L_c, Y_e, L_e$, y para $k = k_c, k_e$, y donde B es el operador retardo.

$$\nu_Z(B) = \begin{pmatrix} \nu_{yc-kc}(B) & \nu_{yc-ke}(B) \\ \nu_{lc-kc}(B) & \nu_{lc-ke}(B) \\ \nu_{ye-kc}(B) & \nu_{ye-ke}(B) \\ \nu_{le-kc}(B) & \nu_{le-ke}(B) \end{pmatrix}$$

Cada función de transferencia, $\nu_{z-k}(B)$, representa el efecto unidireccional de cada uno de los capitales (CA y resto de España) sobre cada una de las variables del vector Z (producción y empleo de la CA y del resto de España).

El efecto instantáneo de los capitales sobre las variables reactivas viene recogido por la siguiente matriz:

$$\nu_{Z0} = \nu_Z(0) = \begin{pmatrix} \nu_{yc-kc}(0) & \nu_{yc-ke}(0) \\ \nu_{lc-kc}(0) & \nu_{lc-ke}(0) \\ \nu_{ye-kc}(0) & \nu_{ye-ke}(0) \\ \nu_{le-kc}(0) & \nu_{le-ke}(0) \end{pmatrix}$$

Por otro lado, $\varepsilon_{Zt} = (\varepsilon_{yc,t}, \varepsilon_{lc,t}, \varepsilon_{ye,t}, \varepsilon_{le,t})'$, es un vector de variables aleatorias; $\Pi_Z(B) = I - \Pi_{Z1}B - \Pi_{Z2}B^2 - \dots$, es un polinomio matricial, donde se permite que las raíces de

dicho polinomio puedan estar fuera del círculo unidad⁹; $\alpha_{Zt} = (\alpha_{yc,t}, \alpha_{lc,t}, \alpha_{ye,t}, \alpha_{le,t})'$ es un vector de ruido blanco con matriz de covarianzas contemporáneas Σ_Z .

III.2. Representación matemática de las variables rígidas

El conjunto de información ante el que reaccionan las variables rígidas, Ω_{Kt} , está formado por los valores pasados de K_t , y solamente por los valores pasados de Z_t , es decir:

$$\Omega_{Kt} = \{K_{t-i}, Z_{t-i}\} \quad \forall i = 1, 2, 3, \dots$$

En cada periodo se determina el nivel de $K_t = (k_{ct}, k_{et})$, usando la información de Ω_{Kt} . Esto hace que K_t dependa de los valores pasados de K_t , así como de los valores pasados de Z_t , según la ecuación (2):

$$\begin{aligned} K_t &= \nu_K(B)Z_t + \varepsilon_{Kt} \\ \Pi_K(B)\varepsilon_{Kt} &= \alpha_{Kt} \end{aligned} \quad (2)$$

Donde $\nu_K(B)$ es una matriz (2x4) de funciones de transferencia. Cada una de ellas tiene la forma genérica $\nu_{k-z}(B) = \nu_{k0} + \nu_{k1}B + \nu_{k2}B^2 + \dots$, para $k = k_c, k_e$ y para $z = Y_c, L_c, Y_e, L_e$, y donde B es el operador retardo.

$$\nu_K(B) = \begin{pmatrix} \nu_{kc-yc}(B) & \nu_{kc-lc}(B) & \nu_{kc-ye}(B) & \nu_{kc-le}(B) \\ \nu_{ke-yc}(B) & \nu_{ke-lc}(B) & \nu_{ke-ye}(B) & \nu_{ke-le}(B) \end{pmatrix}$$

Cada función de transferencia, $\nu_{k-z}(B)$, representa el efecto unidireccional de cada una de las variables del vector Z_t (producción y empleo de cada CA y el resto de España) sobre cada uno de los capitales (CA y el resto de España).

El supuesto acerca de la rigidez de los capitales, implica que $\nu_{k-z}(0) = \nu_{k0} = 0$ para cada una de las funciones de transferencia, ya que las variables del vector Z_t no afectan de forma instantánea a ninguno de los capitales. Matricialmente, dicho supuesto implica que:

$$\nu_K(0) = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Por otro lado, $\varepsilon_{Kt} = (\varepsilon_{kc,t}, \varepsilon_{ke,t})'$ es un vector de variables aleatorias; $\Pi_K(B) = I - \Pi_{K1}B - \Pi_{K2}B^2 - \dots$, es un polinomio matricial donde se permite que las raíces de

⁹El motivo de no hacer ningún supuesto sobre la función de transferencia y $\pi_z(B)$ es que el modelo propuesto permita que las variables sean no estacionarias. Los datos determinarán si dicho polinomio tiene raíces unitarias o no.

dicho polinomio puedan estar fuera del círculo unidad¹⁰; $\alpha_{Kt} = (\alpha_{kc,t}, \alpha_{ke,t})'$ es un vector de ruido blanco con matriz de covarianzas contemporáneas Σ_K .

El supuesto de la rigidez de ambos capitales implica que la matriz de covarianzas contemporáneas es diagonal con la forma:

$$\Sigma_K = \begin{pmatrix} \sigma_{kc}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{ke}^2 \end{pmatrix}$$

Es importante notar que la restricción $v_K(0) = 0$ en la ecuación (2), debida al supuesto de rigidez de los capitales, junto con el supuesto acerca de la matriz Σ_K y la independencia de α_{Zt} y α_{Kt} , representan condiciones suficientes para identificar los shocks del capital de cada CA, así como del resto de España, a través de los residuos del modelo formado por las ecuaciones (1) y (2).

III.3. Modelo Teórico completo en forma VAR

El modelo (1) y (2) puede escribirse de forma matricial como:

$$\begin{pmatrix} \Pi_Z(B) & -\Pi_Z(B)v_Z(B) \\ -\Pi_K(B)v_K(B) & \Pi_K(B) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_t \\ K_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{Zt} \\ \alpha_{Kt} \end{pmatrix} \quad (3)$$

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \Sigma_Z & 0 \\ 0 & \Sigma_K \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Sigma_Z & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{kc}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{ke}^2 \end{pmatrix} \quad (4)$$

El modelo (3)-(4) no está normalizado en sentido de Alavi (1981) ya que en $B=0$ se obtiene:

$$\begin{pmatrix} I & -v_{Z0} \\ 0 & I \end{pmatrix} = V \neq I \quad (5)$$

Si se multiplica el modelo (3) por V^{-1} se obtiene el modelo formado por las ecuaciones (6) y (7):

$$\begin{pmatrix} \Pi_Z(B) - v_{Z0}\Pi_K(B)v_K(B) & v_{Z0}\Pi_K(B) - \Pi_Z(B)v_Z(B) \\ -\Pi_K(B)v_K(B) & \Pi_K(B) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z_t \\ K_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{Zt}^* \\ \alpha_{Kt}^* \end{pmatrix} \quad (6)$$

¹⁰ El motivo de no hacer ningún supuesto sobre la función de transferencia y $\pi_z(B)$ es que el modelo propuesto permita que las variables sean no estacionarias. Los datos determinarán si dicho polinomio tiene raíces unitarias o no.

$$\Sigma^* = \begin{pmatrix} \Sigma_Z + \nu_{Z0}\Sigma_K(\nu_{Z0})^T & \nu_{Z0}\Sigma_K \\ \Sigma_K(\nu_{Z0})^T & \Sigma_K \end{pmatrix} \quad (7)$$

El modelo de las ecuaciones (6) y (7) es un modelo VAR normalizado que puede ser estimado a través de la metodología clásica de series temporales. A partir de la estimación del modelo, utilizando la ecuación (7) se obtiene la matriz V . Con la matriz V se pueden identificar exactamente los parámetros del modelo propuesto en las ecuaciones (3) y (4).

III.4. Funciones de respuesta al impulso

Utilizando el modelo (3) y (4), el vector Z_t se puede escribir como $Z_t = \Psi_Z(B)\alpha_{Zt} + \Psi_K(B)\alpha_{Kt}$, siendo $\Psi_K(B)$ una matriz polinomial 4x2 que se presenta en (8):

$$\Psi_K(B) = \begin{pmatrix} \psi_{yc-kc}(B) & \psi_{yc-ke}(B) \\ \psi_{lc-kc}(B) & \psi_{lc-ke}(B) \\ \psi_{ye-kc}(B) & \psi_{ye-ke}(B) \\ \psi_{le-kc}(B) & \psi_{le-ke}(B) \end{pmatrix} \quad (8)$$

La secuencia de coeficientes asociados con el polinomio $\Psi_K(B)$ de la ecuación (8), se interpretan como la función de respuesta de Z_t ante un impulso en α_{Kt} , es decir $\partial Z_t / \partial \alpha_{Kt-j}$, para $j=0,1,2,\dots$. Esta función mide los efectos temporales de un aumento en K_t en las variables reactivas.

La estimación de estas funciones es la clave para describir los efectos que cada uno de los capitales (CA y resto de España) tienen sobre la producción y el empleo de cada CA, así como sobre la producción y el empleo del resto de España.

III.5. Estudio de los efectos del stock de capital sobre la convergencia en productividad

A partir de las respuestas de las variables $\Psi_K(B)$ obtenidas en la ecuación (8), se define la elasticidad de la variable X_t ante variaciones en el capital K_{it} en cada periodo como:

$$\alpha_{x,t-j}^i = \frac{\partial X_t / \partial \alpha_{Ki,t-j}}{\partial K_{it} / \partial \alpha_{Ki,t-j}} = \frac{\psi_{x-kc}(B)}{\partial K_{it} / \partial \alpha_{Ki,t-j}}$$

Dicha elasticidad mide, para cada momento del tiempo, el incremento porcentual que sufre la variable X_t cuando se produce un aumento porcentual unitario constante en K_{it} . El conjunto de todas las posibles elasticidades (producciones y empleos ante cada capital) se presenta en la ecuación (9):

$$\Lambda = \begin{pmatrix} \alpha_{yc,t-j}^c & \alpha_{yc,t-j}^e \\ \alpha_{lc,t-j}^c & \alpha_{lc,t-j}^e \\ \alpha_{ye,t-j}^c & \alpha_{ye,t-j}^e \\ \alpha_{le,t-j}^c & \alpha_{le,t-j}^e \end{pmatrix} \quad (9)$$

Por otro lado, las variaciones de la productividad del trabajo, $\frac{Y_t}{L_t}$, ante cambios en el stock de capital K_i (con $i = c, e$), vendrá determinada por el cociente entre el efecto que el capital K_i tiene sobre la producción y el efecto que dicho capital tiene sobre el empleo. Como dichos efectos vienen determinados por las elasticidades de la producción y el empleo ante cambios en el capital K_i , las variaciones de la productividad vendrán determinadas por el ratio:

$$\frac{Y_{kt}(1 + \alpha_{yk,t-j}^i)}{L_{kt}(1 + \alpha_{lk,t-j}^i)} \text{ con } k = c, e$$

Para determinar la evolución de la productividad en términos del valor inicial se construye el ratio $\lambda_{k,i,t-j}$ según la expresión de la ecuación (10):

$$\lambda_{k,i,t-j} = \frac{\frac{Y_{kt}(1 + \alpha_{yk,t-j}^i)}{L_{kt}(1 + \alpha_{lk,t-j}^i)}}{\frac{Y_{kt}}{L_{kt}}} = \frac{(1 + \alpha_{yk,t-j}^i)}{(1 + \alpha_{lk,t-j}^i)} \quad (10)$$

El ratio $\lambda_{k,i,t-j} = \frac{(1 + \alpha_{yk,t-j}^i)}{(1 + \alpha_{lk,t-j}^i)}$, mide los efectos que tiene el capital K_i (CA o resto de España) sobre la productividad de la Comunidad ($k = c$) o sobre la productividad del resto de España ($k = e$). Así, si $\lambda_{k,i,t-j} > 1$, entonces el efecto del capital sobre la producción es mayor que sobre el empleo y por lo tanto la productividad mejora como consecuencia del aumento en el stock de capital. Por el contrario, si $\lambda_{k,i,t-j} < 1$, entonces la productividad empeora como consecuencia del stock de capital.

Como dicho ratio se calcula para distintos momentos del tiempo, es posible que en algunos periodos el stock de capital ayude a mejorar la productividad y, sin embargo, en otros la empeore.

Para comparar si los aumentos de productividad son mayores en la CA que en el resto de España, se define $\tau_{i,t-j}$ como el ratio de los efectos sobre la productividad en la CA y los efectos sobre la productividad en el resto de España para cada capital K_i . Dicho ratio se puede denominar como el efecto del capital sobre la productividad relativa de la CA y toma el valor de la ecuación (11):

$$\tau_{i,t-j} = \frac{\lambda_{c,i,t-j}}{\lambda_{e,i,t-j}} \quad (11)$$

Y por lo tanto:

$$\tau_{i,t-j} = \frac{\frac{Y_{ct}(1 + \alpha_{yc,t-j}^i)}{L_{ct}(1 + \alpha_{lc,t-j}^i)}}{\frac{Y_{et}(1 + \alpha_{ye,t-j}^i)}{L_{et}(1 + \alpha_{le,t-j}^i)}} = \frac{\frac{Y_{ct}}{L_{ct}} \frac{(1 + \alpha_{yc,t-j}^i)}{(1 + \alpha_{lc,t-j}^i)}}{\frac{Y_{et}}{L_{et}} \frac{(1 + \alpha_{ye,t-j}^i)}{(1 + \alpha_{le,t-j}^i)}} = \frac{(1 + \alpha_{yc,t-j}^i)}{(1 + \alpha_{lc,t-j}^i)} = \frac{(1 + \alpha_{yc,t-j}^i)(1 + \alpha_{le,t-j}^i)}{(1 + \alpha_{lc,t-j}^i)(1 + \alpha_{ye,t-j}^i)}$$

Si el ratio $\tau_{i,t-j} > 1$ implica que si se produce un aumento en el stock de capital, la productividad de la Comunidad mejora en relación a la productividad del resto de España. Por el contrario, si dicho ratio es menor que la unidad, un aumento del stock de capital mejora la productividad del resto de España respecto a la productividad de la Comunidad.

Capítulo IV.

Resultados por Comunidad Autónoma

En este Capítulo se presenta un estudio detallado de cómo se han construido los modelos empíricos multivariantes para cada una de las CCAA. Con dichos modelos se estiman las respuestas de la producción y el empleo, para cada CA y para el resto de España, ante un aumento permanente unitario en el stock de capital de la CA y en el stock de capital del resto de España.

Para ello, se considera una muestra de datos anuales de la economía española para el periodo 1980-2009, de las siguientes variables:

- La producción de cada CA (Y_{ct}): La serie utilizada para el nivel de producción de cada CA es el Producto Interior Bruto (PIB), a precios constantes del año 2005, obtenida de la Contabilidad Regional del Instituto Nacional de Estadística (INE)¹¹.
- El empleo de cada CA (L_{ct}): Los datos de empleo se han obtenido del número de ocupados (en miles de personas) de la Encuesta de Población Activa (EPA), elaborada por el INE¹², como media de los trimestres del año.
- El stock de capital de cada CA (K_{ct}): Se utilizan datos de stock de capital neto (miles de euros 2005) para cada CA, obtenidos de la base de datos elaborada por la Fundación Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (FBBVA) y el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE)¹³. El stock de capital neto (también denominado riqueza), es el valor de mercado de los activos bajo el supuesto de que es igual al valor presente descontado de los ingresos que se espere genere el activo. Los bienes de capital son valorados a precios de mercado [Mas,Pérez y Uriel(2014)].
- Adicionalmente, se incorporan las variables producción del resto de España¹⁴, Y_{et} , empleo del resto de España, L_{et} , y stock de capital del resto de España, K_{et} , para comprobar si el stock de capital no sólo ha tenido efecto en la propia Comunidad, sino también ha tenido un efecto en el resto de España, es decir, se intenta comprobar la existencia de un posible efecto rebosamiento.

Para cada CA, el Capítulo se estructura en los siguientes apartados:

I. Análisis univariante y órdenes de integración de las variables

En este apartado se presenta el análisis Box-Jenkins para las variables objeto de estudio de cada CA. La forma de presentar los resultados es idéntica para todas las CCAA, y se detalla a continuación.

La presentación de las variables se divide en dos bloques. Primero se analizan las propias de la CA y, posteriormente, las denominadas del resto de España. En ambos casos, aparece primero la producción, seguida del empleo y finalizando con el stock de capital.

¹¹ Disponible en internet en la página web del Instituto Nacional de Estadística: <http://www.ine.es>

¹² Disponible en su página web: <http://www.ine.es>

¹³ Base de datos disponible en: http://www.fbbva.es/TLFU/microsites/stock09/fbbva_stock08_index.html

¹⁴ Dichas variables se construyen como la suma del dato para todas las CCAA a excepción de la CA objeto de análisis.

Para las seis variables se muestra el gráfico de la primera diferencia del logaritmo, y en el caso que sea necesario, la segunda diferencia del logaritmo, así como los correspondientes gráficos de la Función de Correlación Simple (ACF) y la Función de Autocorrelación Parcial (PACF). Con estos gráficos se lleva a cabo la identificación del modelo.

Una vez identificado el modelo, se presenta la estimación y diagnóstico del mismo. Ésta última se realiza apoyándose en el análisis gráfico de los residuos previamente estimados.

Si bien el orden de integración se ha determinado en el análisis Box-Jenkins anterior, para confirmar la decisión se presenta el contraste de Dickey-Fuller ampliado (Dickey y Fuller, 1979, 1981). El número de retardos del contraste ADF viene determinado por el modelo univariante estimado anteriormente.

Al observar los resultados obtenidos, se aprecia que muchos de ellos son comunes en todas las CCAA. En concreto, el capital de la CA y todas las variables del resto de España (producción, empleo y stock de capital) son integradas de orden 2, $I(2)$. Sin embargo, se aprecian diferencias en cuanto al orden de integración de la producción y el empleo de cada CCAA. Se observa que se pueden dividir la CCAA en dos grupos. Por un lado, aquellas donde su producción y su empleo son $I(2)$ y el resto, donde estas variables son $I(1)$. Pertenecen al primer grupo aquellas CCAA cuyo PIB es mayor, esto es, Andalucía, Cataluña, Madrid, País Vasco y Comunidad Valenciana. El resto de CCAA pertenecen al segundo grupo.

II. Análisis de cointegración

Para realizar el análisis de cointegración se utilizan de forma combinada el método de Engle y Granger (Engle y Granger, 1987), y el contraste de Johansen (Johansen, 1991). Además, este análisis se lleva a cabo en diferentes fases, de igual forma para todas las CCAA.

En primer lugar, se buscan relaciones de cointegración solo entre las variables de la CA, después entre las variables del resto de España, y finalmente, se buscan relaciones entre todas las variables, tanto las propias de la CA, como las del resto de España.

Se comienza estudiando la posible existencia de relaciones de cointegración con el método de Engle y Granger, y se comprueba que los resultados de este método se confirman con el contraste de Johansen. Adicionalmente, se revisa gráficamente que la posible relación de cointegración obtenida tenga apariencia estacionaria. De forma que para considerar que existe una relación de cointegración, ésta debe tener gráficamente apariencia estacionaria, y el método de Engle y Granger y de Johansen deben llegar a la misma conclusión.

Los resultados más importantes se pueden clasificar en dos grupos: uno para las cinco CCAA ricas, cuya producción y empleo es $I(2)$, y otro para el resto de CCAA.

En el caso de las CCAA ricas se encuentran tres relaciones de cointegración.

En primer lugar, una relación entre la tasa de crecimiento de la producción y la tasa de crecimiento del empleo de cada CA ($ecm1_t = y_{ct} - \alpha_1 l_{ct}$). Esta relación puede interpretarse como una función de producción de cada CA o como una variedad de la Ley de Okun. Esto es, dado un nivel de capital, las tasas de crecimiento de la producción y el empleo evolucionan en paralelo.

En segundo lugar, una relación entre la tasa de crecimiento de la producción y la tasa de crecimiento del empleo del resto de España ($ecm2_t = y_{et} - \alpha_2 l_{et}$). Esta relación tiene la misma interpretación que la anterior, salvo que ahora es para el caso del resto de España, en lugar de para la CA.

Por último, una relación entre las tasas de crecimiento de la producción de la CA y del resto de España ($ecm3_t = y_{ct} - \alpha_3 y_{et}$). Dicha relación se interpreta como una función de “exportación” para cada CA. Esto significa que si aumenta la tasa de crecimiento de la producción del resto de España, entonces se demandan más productos de la CA, aumentando la tasa de crecimiento de la producción de dicha CA.

En cuanto al resto de CCAA, en todos los casos se encuentra la relación de cointegración del resto de España ($ecm2_t = y_{et} - \alpha_2 l_{et}$).

No obstante, en las CCAA de Aragón y Extremadura, se encuentra una segunda relación entre el nivel de producción, el nivel de empleo y la tasa de crecimiento del stock de capital de la CA. Dicha relación es positiva entre el empleo y la producción, y entre el empleo y la tasa de crecimiento del stock capital de la CA, y se interpreta como una demanda de trabajo. Si aumenta el nivel de producción de la Comunidad, entonces se demanda más trabajo, y, si aumenta la tasa a la que crece el stock de capital, se necesitan más trabajadores para llevar a cabo la producción con el nuevo stock de capital.

III. Modelo multivariante

Una vez determinado el orden de integración de las variables y el número de relaciones de cointegración, se especifica el correspondiente modelo Vectorial de Corrección de Error (VEC).

En este apartado se presentan, para cada una de las CA, los resultados de la estimación de dicho modelo, así como las herramientas para su diagnóstico: gráfico de residuos y Función de Correlación Cruzada Residual (FCC).

También se presenta la matriz de correlaciones residuales instantáneas, para determinar si las correlaciones entre el stock de capital, tanto de la CA como del resto de España, con el resto de las variables son significativas.

En todos los casos donde existen correlaciones significativas, éstas tienen signo positivo y se utiliza el supuesto del marco teórico. Este supuesto considera que es el capital el que afecta de forma instantánea a la producción y al empleo. Si la correlación no es significativa, se supone que el capital no afecta de forma instantánea.

Con los supuestos anteriores se construye la matriz V de efectos instantáneos, con la que se ortogonalizará el modelo. Esta matriz se presenta para cada CA, al igual que la matriz de correlaciones instantáneas ortogonalizada.

Premultiplicando a los residuos por esta matriz se obtienen los residuos parcialmente ortogonalizados. Se calcula la matriz de correlaciones instantáneas de dichos residuos para observar como las correlaciones entre los capitales y el resto de variables son cero. De esta forma, se pueden obtener las respuestas de las variables ante un shock en los distintos stocks de capital.

En algunos casos, se observa que la correlación entre el stock de capital de la CA y el stock de capital del resto de España es significativa, pero no se modeliza, ya que el marco teórico supone que no hay efectos instantáneos entre los capitales.

Finalmente, se presenta el modelo estructural.

IV. Función de respuesta al impulso

Una vez estimado el modelo, se presentan las respuestas de las variables producción y empleo ante dos tipos de shocks: un shock permanente unitario en el stock de capital de la CA y ante un shock permanente unitario en el stock de capital del resto de España, en la CA objeto de análisis y en el resto de CCAA. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Por último, se estiman los efectos sobre la productividad del trabajo(Y/L) de este tipo de shocks.

Nota importante: Por motivos técnicos, el formato numérico elegido para esta Tesis utiliza el punto como carácter separador de decimales.

IV.1. Comunidad de Andalucía

IV.1.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \ln Y_{ct}$

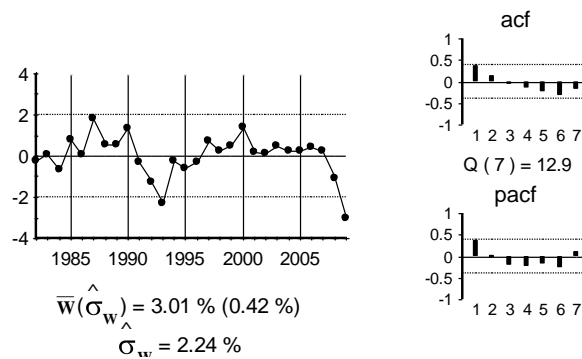


Gráfico 1: Gráfico de y_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{ct} = \nabla^2 \ln Y_{ct}$

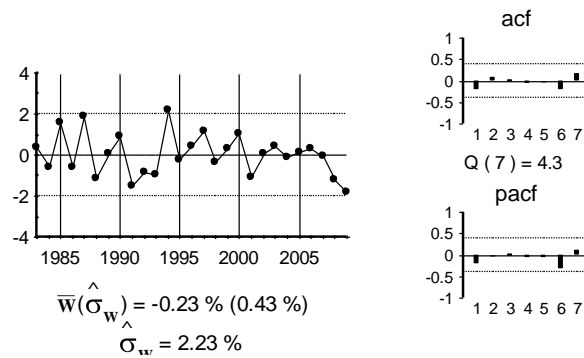


Gráfico 2: Gráfico de ∇y_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior queda:

$$\nabla y_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo para la serie original, ya que ésta tiene una raíz unitaria.

Tabla 1: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-1.60	0.47	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

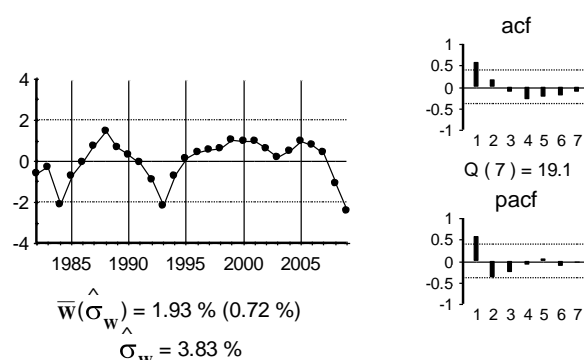


Gráfico 3: Gráfico de l_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{ct} = \nabla^2 \ln L_{ct}$

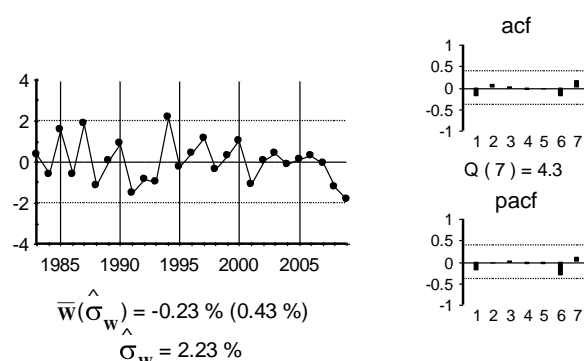


Gráfico 4: Gráfico de ∇l_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior es:

$$\nabla l_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo para la serie original.

Tabla 2: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.19	0.21	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$

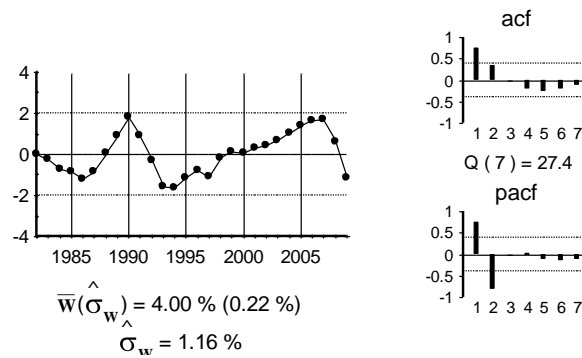


Gráfico 5: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$

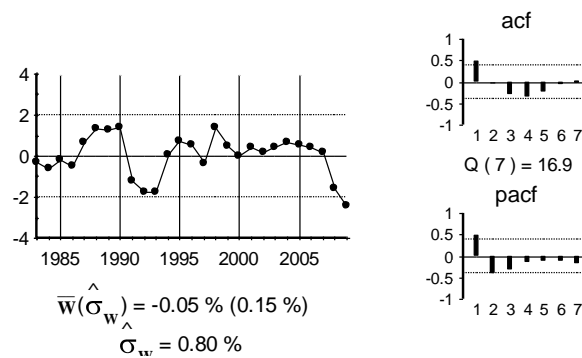


Gráfico 6: Gráfico de ∇k_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior queda:

$$(1 - \underset{(0.21)}{0.79} B + \underset{(0.22)}{0.43} B^2) \nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

Los residuos de esta estimación se presentan en el siguiente gráfico:

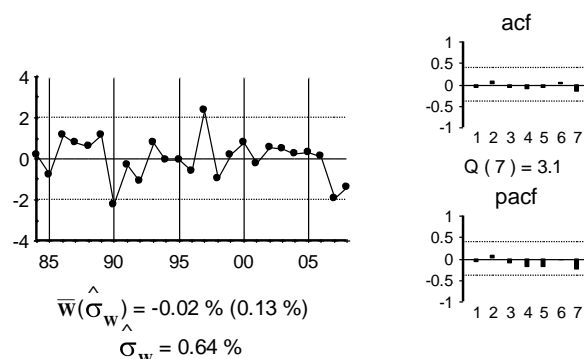


Gráfico 7: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie de interés tiene una raíz unitaria y un autorregresivo de orden 2.

Tabla 3: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.29	0.18	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \ln Y_{et}$

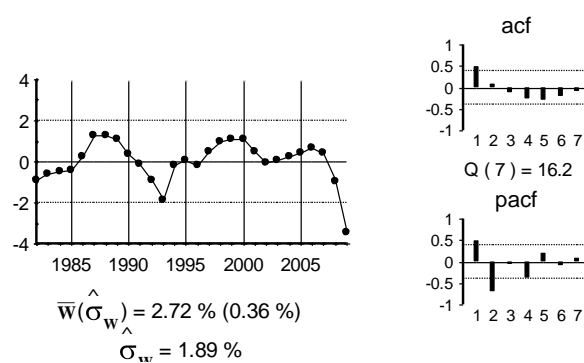


Gráfico 8: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \ln Y_{et}$

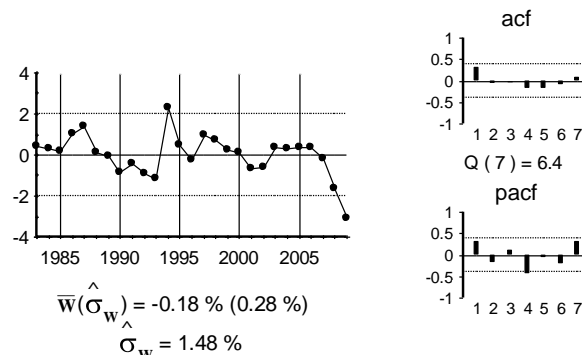


Gráfico 9: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.50B) \nabla y_{et} = \hat{a}_t \quad (0.23)$$

Y los residuos de dicha estimación:

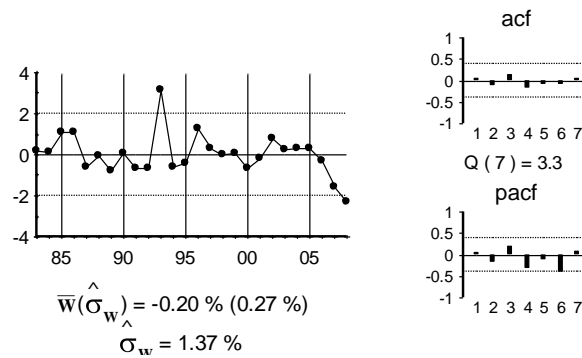


Gráfico 10: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos para la serie de interés, debido a que la serie estacionaria sigue un autorregresivo de orden uno y tiene una raíz unitaria.

Tabla 4: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.74	0.40	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

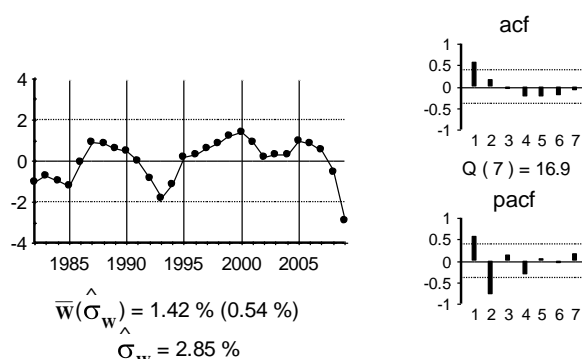


Gráfico 11: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \ln L_{et}$

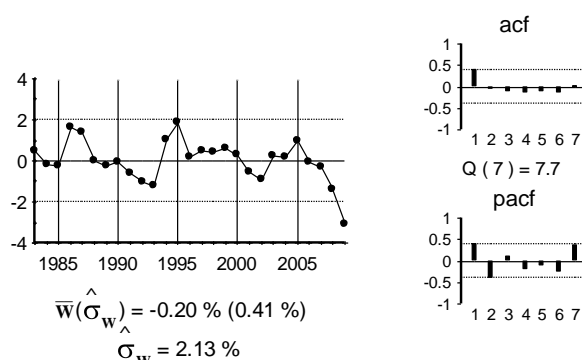


Gráfico 12: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.61B) \nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

(0.22)

Y los residuos de dicha estimación en el siguiente gráfico:

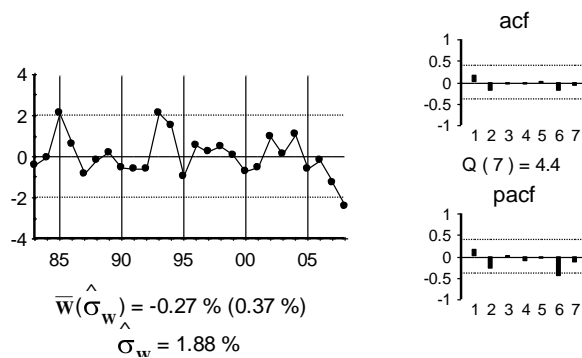


Gráfico 13: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, al tener la serie original una raíz unitaria y seguir un autorregresivo de orden 1.

Tabla 5: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.92	0.32	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \text{Ln}K_{et}$

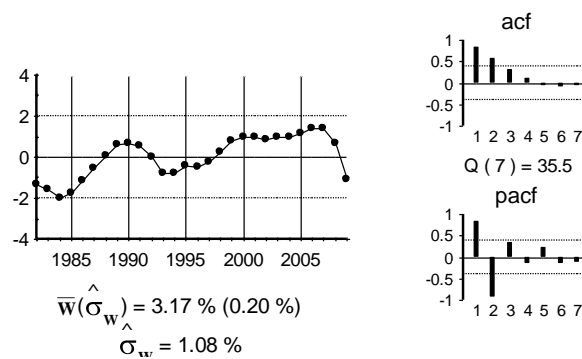


Gráfico 14: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \text{Ln}K_{et}$

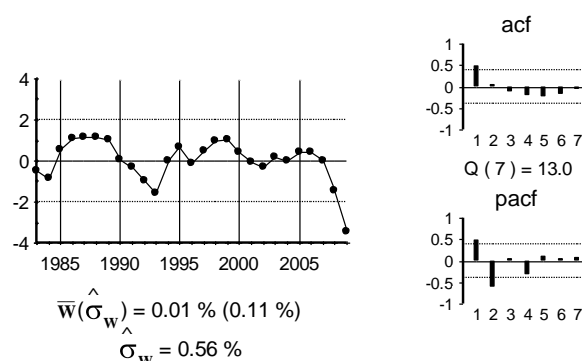


Gráfico 15: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el anterior gráfico:

$$(1 - \underset{(0.23)}{1.19}B + \underset{(0.24)}{0.63}B^2)\nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

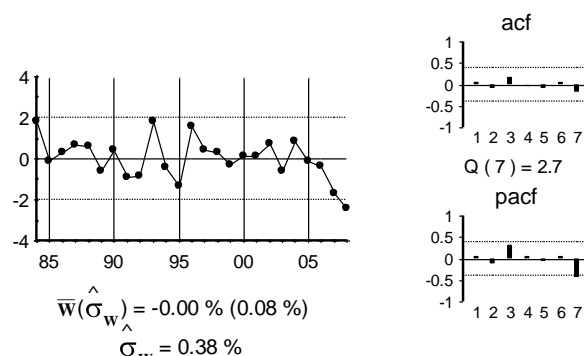


Gráfico 16: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un proceso autorregresivo de orden 2.

Tabla 6: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.29	0.18	-3.73	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.1.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En la siguiente tabla se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 7: Método Engle y Granger - CA

	p=0	p=1	p=2
y_{ct}	-4.45	-2.91	-1.59
l_{ct}	-3.67	-3.00	-1.97
k_{ct}	-1.91	-3.23	-2.63

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

El método de Engle y Granger indica que hay dos relaciones de cointegración: una entre la tasa de crecimiento de la producción y el resto de variables, y otra, entre la tasa de crecimiento del empleo y el resto de variables.

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{ct} con el resto, excluyendo una a una.

Tabla 8: Método de Engle y Granger – CA – a partir de y_{ct}

	p=0	p=1	p=2
l_{ct}	-2.64	-1.47	-1.07
k_{ct}	-4.43	-2.85	-1.54

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

Como se observa en la tabla, la variable l_{ct} debe estar en la relación de cointegración pero la variable k_{ct} no debe estar.

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{ct} con el resto, excluyendo una a una.

Tabla 9: Método de Engle y Granger – CA – a partir de l_{ct}

	p=0	p=1	p=2
y_{ct}	-1.93	-2.11	-1.85
k_{ct}	-3.64	-2.83	-1.85

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

Dicha tabla indica que la variable y_{ct} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{ct} no debe estar.

Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{ct} y l_{ct} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{ct} = 0.020 + 0.48l_{ct} + \hat{\varepsilon}_{ct}$$

(0.003) (0.07)

Esta relación se interpreta como una función de producción de la Comunidad, cuando se aumenta la cantidad a la que crece el empleo, aumenta la cantidad a la que crece la producción.

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

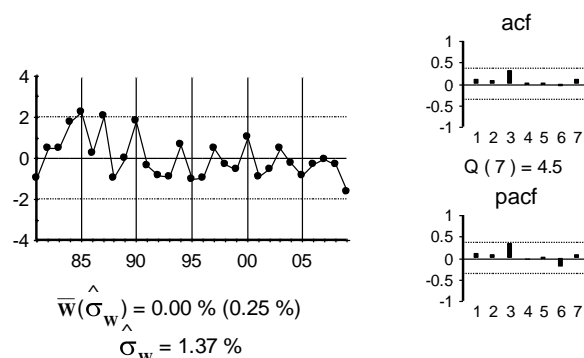


Gráfico 17: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado de dicho contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 10: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas y_{ct} y l_{ct}				
H_0 : Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	21.94	0.005	18.75	0.01
como mucho 1	3.18	0.07	3.18	0.07
Contraste sin constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{ct} = y_{ct} - 0.45 l_{ct} \quad (0.07)$$

La relación obtenida se presenta en el gráfico siguiente:

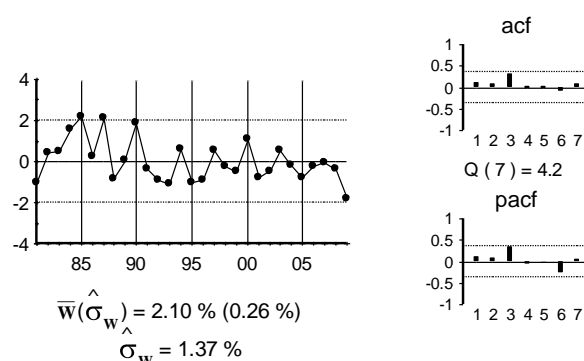


Gráfico 18: Gráfico de $\hat{\zeta}_{ct}$

Como es exactamente la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger, y además, tiene una interpretación económica, se concluye que dicha relación es una relación de cointegración.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y resulta:

$$ecm1_t = y_{ct} - 0.45l_{ct}$$

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinada la relación de cointegración entre las variables de la CA, se buscan relaciones de cointegración en las variables del resto de España.

En la tabla siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 11: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-2.94	-2.37	-1.36
y_{et}^*	-3.51	--	--
l_{et}	-3.08	-2.56	-1.60
k_{et}	-2.14	-2.79	-2.52

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

La tabla anterior muestra una relación de cointegración entre y_{et} y el resto de variables.

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto excluyendo una a una.

Tabla 12: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-1.06	-1.40	-1.31
k_{et}	-2.61	-1.99	-1.11
k_{et}^*	-3.16	-2.44	-1.59

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

Como puede observarse en la tabla, la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración pero la variable k_{et} no debe estar.

Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.020 + 0.55l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.001) (0.05)

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

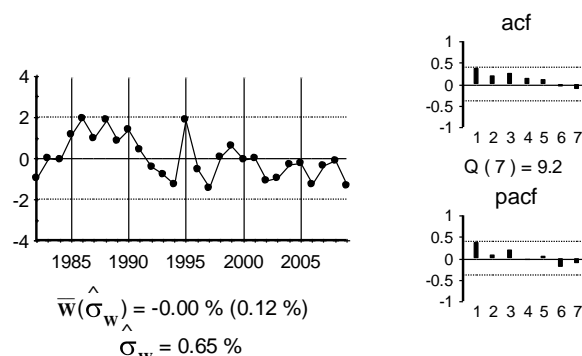


Gráfico 19: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado de dicho contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 13: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et} y l_{et}				
H_0 : Nº de relaciones	Estadístico Trazas	Trazas (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	19.97	0.01	17.48	0.02
como mucho 1	2.49	0.11	2.49	0.11
Contraste sin constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - 0.57l_{et}$$

(0.05)

Esta relación se presenta en el gráfico siguiente:

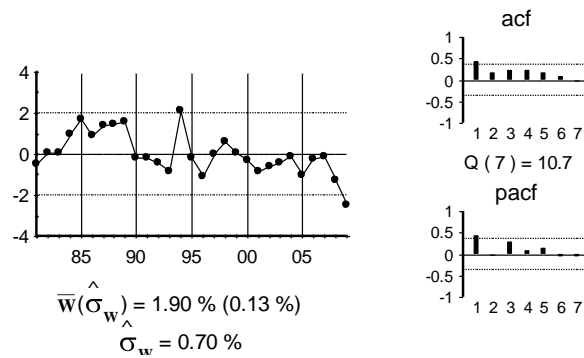


Gráfico 20: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

El método de Johansen lleva a la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger, tiene una interpretación económica clara, y, por lo tanto, se concluye que dicha relación de cointegración existe.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm2_t$ y resulta:

$$ecm2_t = y_{et} - 0.57l_{et}$$

Relaciones de cointegración entre España y la CA

Se buscan relaciones de cointegración entre las variables de la CA y del resto de España. De este modo, en la ecuación siguiente, se presenta la regresión de la producción de la Comunidad con el resto de España:

$$y_{ct} = 0.001 + 1.05 y_{et} + \hat{\varepsilon}_{yt}$$

(0.003) (0.11)

El estadístico de Engle y Granger, para determinar la existencia de dicha relación de cointegración, se presenta en la tabla siguiente.

Tabla 14: Método de Engle y Granger - Conjunto - Producción

$\hat{\varepsilon}_{yt}$	p=0	p=1	p=2
ADF	-4.45	-2.91	-1.59

Philips y Oularis -3.36 (95%) y -3.96 (99%)

Los residuos se presentan en el siguiente gráfico:

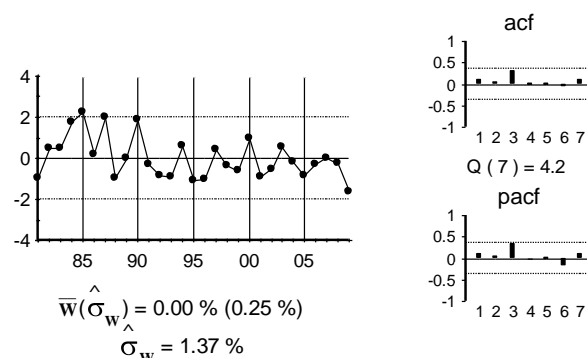


Gráfico 21: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{yt}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado de este contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 15: Contraste de Johansen– Conjunto - Producción

Cointegración – variables incluidas y_{ct} y y_{et}				
H_0 : Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	25.02	0.010	23.93	0.002
como mucho 1	1.09	0.94	1.09	0.94
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente.

$$\hat{\zeta}_{yt} = y_{ct} - 1.02_{(0.12)} y_{et}$$

La relación se presenta en el gráfico siguiente:

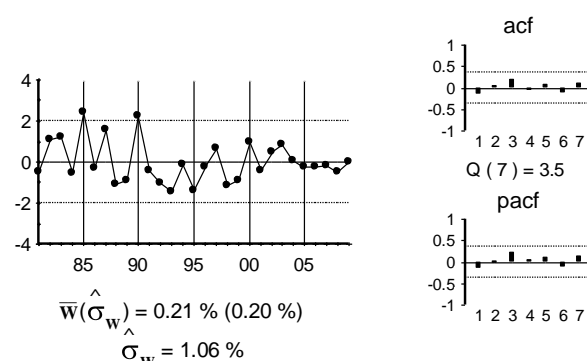


Gráfico 22: Gráfico de $\hat{\zeta}_{yt}$

En la ecuación siguiente se presenta la regresión de la producción de la Comunidad con el resto de España:

$$l_{ct} = 0.002 + 1.23l_{et} + \hat{\varepsilon}_{lt}$$

(0.003) (0.09)

El estadístico de Engle y Granger, para determinar la existencia de dicha relación de cointegración, se presenta en la tabla siguiente:

Tabla 16: Método de Engle y Granger – Conjunto - Empleo

$\hat{\varepsilon}_{lt}$	p=0	p=1	p=2
ADF	-6.58	-2.91	-1.59

Philips y Oularis -3.36 (95%) y -3.96 (99%)

El gráfico de dichos residuos se presenta a continuación:

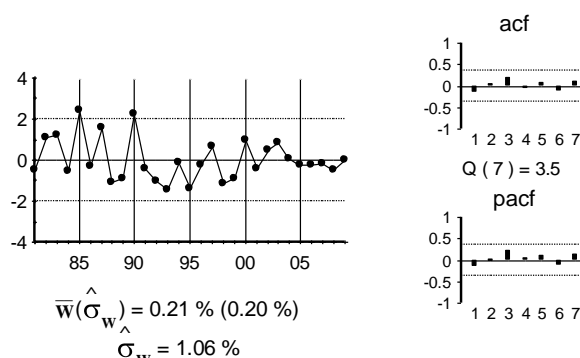


Gráfico 23: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{lt}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el método de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el contraste de Johansen para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 17: Contraste de Johansen– Conjunto-Empleo

Cointegración – variables incluidas l_{ct} y l_{et}				
H_0 : Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	34.30	0.0003	32.49	0.0001
como mucho 1	1.81	0.82	1.81	0.82
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\varepsilon}_{lt} = l_{ct} - 1.32l_{et}$$

(0.07)

Esta relación se presenta en el gráfico siguiente:

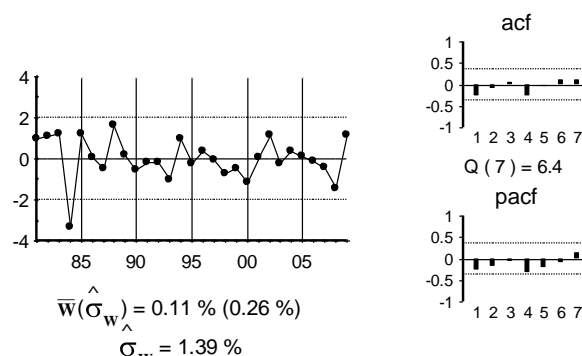


Gráfico 24: Gráfico de $\hat{\zeta}_{lt}$

Se comprueba la existencia de alguna relación de cointegración más, pero no se halla ninguna más.

Aunque se han encontrado cuatro relaciones de cointegración, una de ellas es combinación lineal de las otras, y ,por lo tanto, no se incluye en el modelo multivariante. Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración entre y_{ct} y y_{et} obtenida con el método de Johansen, y no se incluye la encontrada entre ambos empleos. Dicha relación se denota por $ecm3_t$ y se tiene:

$$ecm3_t = y_{ct} - 1.02 y_{et} \quad (0.12)$$

IV.1.3. Modelo multivariante

Con las tres relaciones de cointegración obtenidas por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados(MCG). Los resultados se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 18: Resultados del modelo multivariante

	∇y_{ct}	∇l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0	-0.036 (0.008)	0	-0.024 (0.004)	-0.005 (0.001)	0
$ecm1_{t-1}$	0	1.64 (0.37)	0	0	-0.68 (0.20)	0
$ecm2_{t-1}$	0	0	0	0	1.77 (0.24)	0.24 (0.07)
$ecm3_{t-1}$	-0.98 (0.20)	-1.61 (0.43)	0	0	0.70 (0.22)	0
∇y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0

∇l_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0.43 (0.13)	0	0	0
∇y_{et-1}	0	0	0.32 (0.08)	0	0	0
∇l_{et-1}	0	0.51 (0.19)	0	0.29 (0.08)	0.41 (0.11)	0
∇k_{et-1}	0	0	0	0	0	0.68 (0.11)

Los gráficos de los residuos y de la FCC se presentan a continuación.

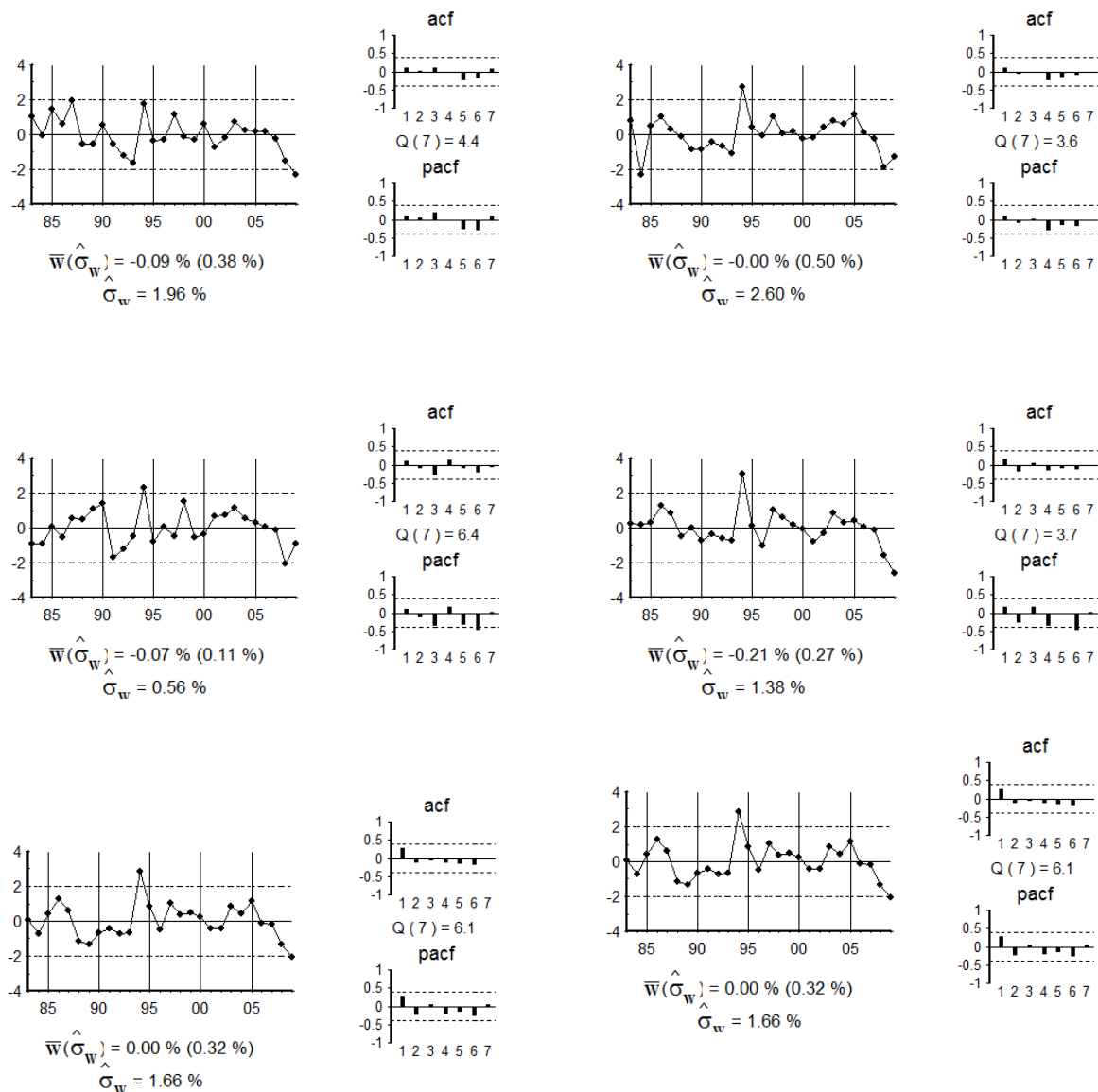


Gráfico 25: Gráficos de los residuos

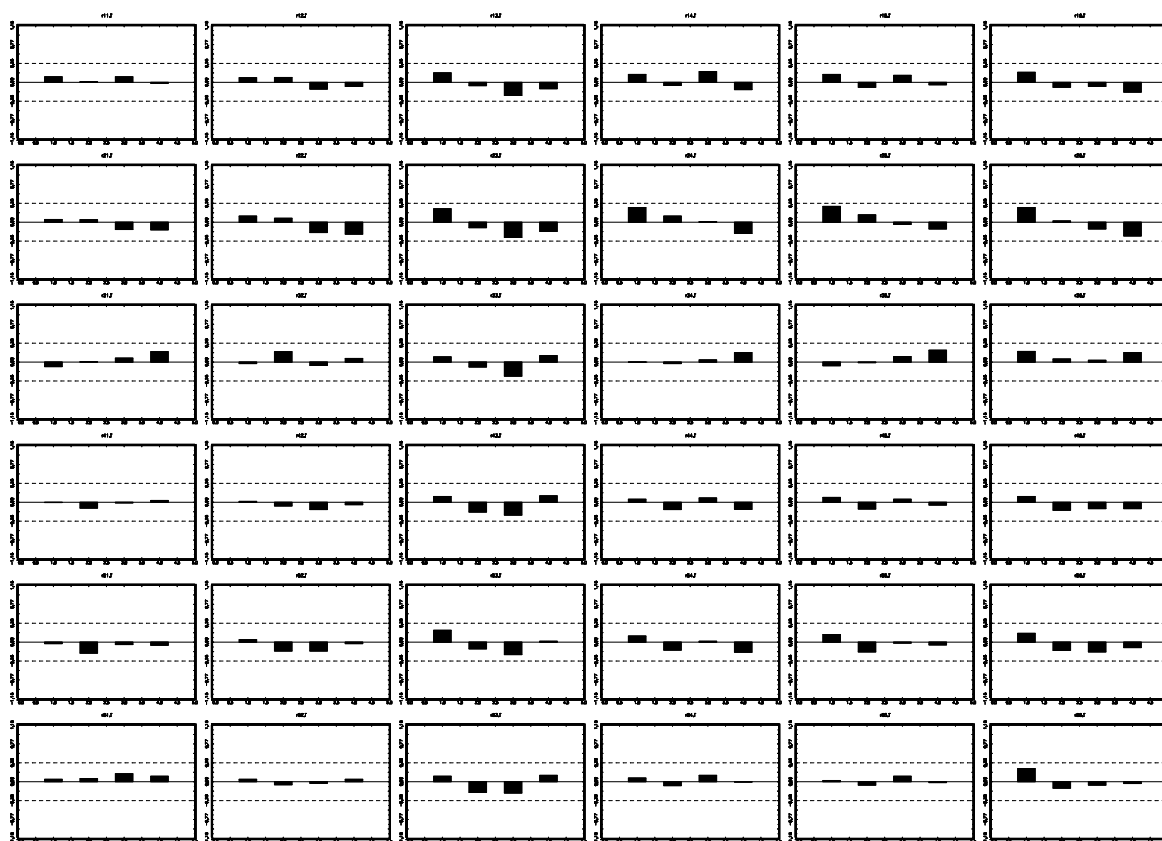


Gráfico 26: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la siguiente tabla.

Tabla 19: Correlaciones instantáneas

1.00	0.68	0.46	0.80	0.75	0.73
0.68	1.00	0.49	0.76	0.86	0.79
0.46	0.49	1.00	0.50	0.39	0.50
0.80	0.76	0.50	1.00	0.89	0.86
0.75	0.86	0.39	0.89	1.00	0.82
0.73	0.79	0.50	0.86	0.82	1.00

Se observa que hay correlaciones grandes entre los capitales y el resto de variables. Dichas correlaciones se modelizan según los supuestos del modelo teórico.

Con dichos supuestos se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 20: Matriz V

1.00	0.00	-0.43	0.00	0.00	-3.28
0.00	1.00	-0.55	0.00	0.00	-4.80
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	-0.21	1.00	0.00	-2.85
0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	-3.43
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la siguiente tabla.

Tabla 21: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	0.22	-0.01	0.49	0.41	0.00
0.22	1.00	0.00	0.23	0.62	0.00
-0.01	0.00	1.00	-0.03	-0.05	0.50
0.49	0.23	-0.03	1.00	0.68	0.01
0.41	0.62	-0.05	0.68	1.00	0.00
0.00	0.00	0.50	0.01	0.00	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 22: Resultados del modelo estructural

	∇y_{ct}	∇l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.02	-0.01	0	0.01	-0.01	-0.01
$ecm1_{t-1}$	0	1.64	0	0	-0.68	0
$ecm2_{t-1}$	-0.80	-1.17	0	-0.69	0.94	0.24
$ecm3_{t-1}$	-0.98	-1.61	0	0	0.70	0
∇y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇l_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	-0.18	-0.24	0.43	-0.09	0	0
∇y_{et-1}	-0.14	-0.18	0.33	-0.07	0	0
∇l_{et-1}	0	0.51	0	0.30	0.41	0
∇k_{et-1}	-2.24	-3.28	0	-1.95	-2.34	0.68
∇k_{ct}	0.43	0.55	0	0.21	0	0
∇k_{et}	3.28	4.80	0	2.85	3.43	0

IV.1.4. Función de respuesta al impulso

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de Andalucía

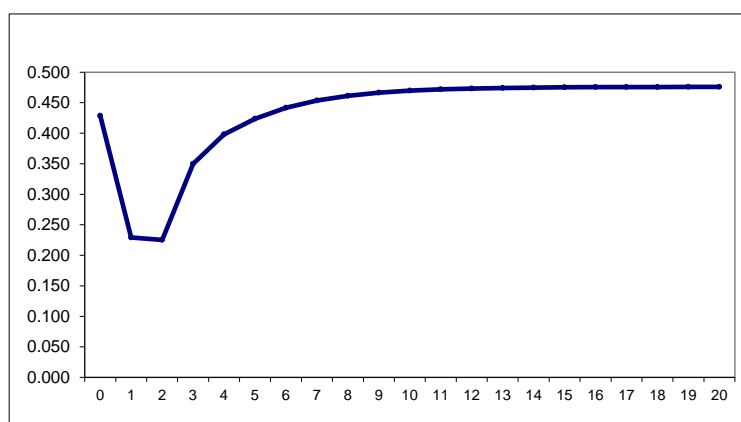
En la tabla 23 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de Andalucía. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 23: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.429	0.554	1.000	0.214	0.000	0.000
1	0.229	0.497	1.501	0.214	0.410	0.052
2	0.225	0.689	1.716	0.335	0.560	0.084
3	0.350	0.802	1.849	0.379	0.642	0.111
4	0.398	0.871	1.920	0.404	0.699	0.135
5	0.424	0.915	1.959	0.420	0.737	0.153
6	0.442	0.945	1.981	0.432	0.762	0.168
7	0.454	0.964	1.994	0.439	0.778	0.180
8	0.461	0.976	2.002	0.444	0.789	0.188
20	0.476	1.000	2.016	0.453	0.808	0.211

Como se observa en la tabla 23, así como en los gráficos 27 y 28, un aumento permanente del stock de capital de Andalucía produce un aumento a largo plazo de la producción, el empleo y el stock de capital de Andalucía del 0.48%, 1% y 2.02%, respectivamente.

De forma instantánea, la producción aumenta un 0.43%, y tras una caída en el primer periodo, crece de forma progresiva en los periodos siguientes. Durante el cuarto periodo se produce ya el 86% de la respuesta, lo que indica que la producción responde de forma rápida a este tipo de shocks, aún teniendo en cuenta la caída del segundo periodo.

**Gráfico 27: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}**

Un aumento permanente del 1% en el stock de capital de Andalucía produce un aumento a largo plazo del empleo de Andalucía del 1%(véase la tabla 23 y el gráfico 28). De forma instantánea, el empleo aumenta un 0.55%. Tras una caída en los primeros periodos, vuelve a crecer de forma progresiva hasta su nivel de largo plazo.

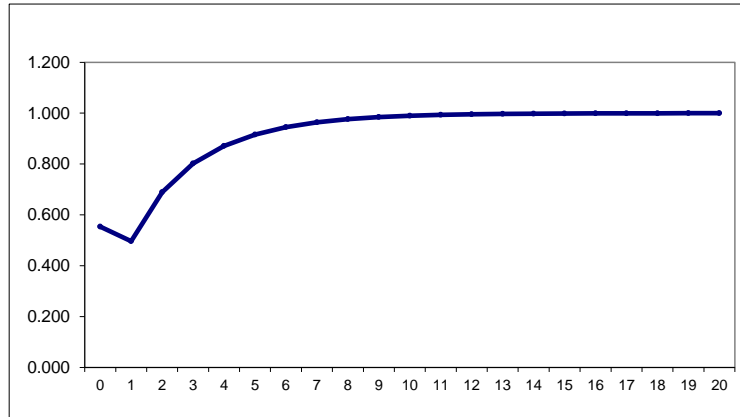


Gráfico 28: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

El nivel del stock de capital no permanece constante (un 1% sobre el stock de capital inicial) sino que, a largo plazo, se sitúa un 2.02% sobre el stock inicial. Esto es debido a las relaciones de retroalimentación que se detectan entre dicho stock y el resto de variables. Estas relaciones hacen que los aumentos de capital lleven a aumentos futuros de producción y empleo, y estos a su vez, a aumentos futuros de capital.

En cuanto a los efectos del capital de Andalucía sobre el resto de España (véase la tabla 23 y el gráfico 29), un aumento permanente del stock de capital de Andalucía produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 0.45%. De forma instantánea, la producción aumenta un 0.21%, para crecer de forma progresiva hasta alcanzar su valor de largo plazo. Es importante destacar que la respuesta de la producción de Andalucía es similar a la respuesta de la producción del resto de España, salvo por la magnitud del aumento instantáneo.

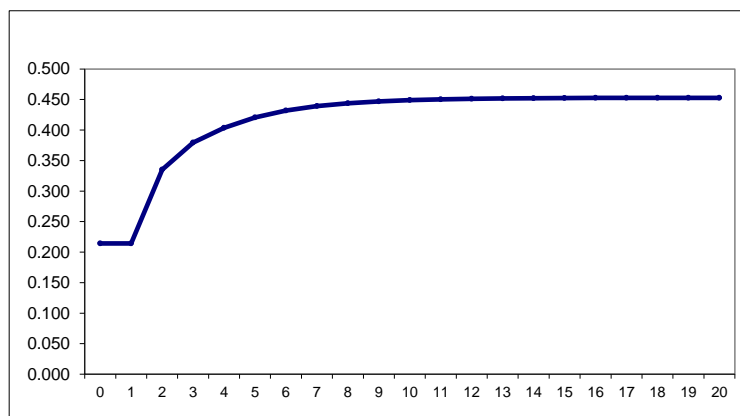


Gráfico 29: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{ct}

Por último, un aumento del stock de capital de Andalucía genera un aumento en el empleo del resto de España del 0.81% (tabla 23 y gráfico 30). La respuesta no es inmediata ya que, tras no producirse ningún efecto instantáneo, el aumento del primer periodo se sitúa en el 0.40%, lo que supone el 50% del total de la respuesta.

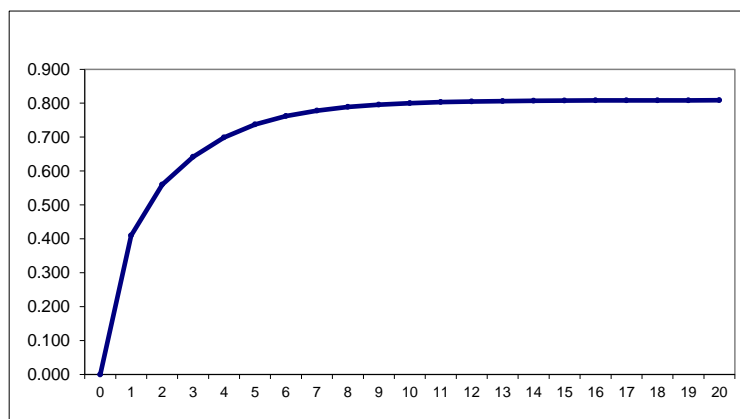


Gráfico 30: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{ct}

Debido a que las respuestas de todas estas variables están “contaminadas” por la retroalimentación del stock de capital de Andalucía, resulta conveniente calcular el concepto estándar de elasticidad, esto es, lo que porcentualmente aumenta una variable (al cabo de un periodo determinado) al aumentar el stock de capital de Andalucía un 1% (durante dicho periodo). Las elasticidades, a distintos periodos, de la producción y el empleo en Andalucía, y la producción, el empleo y el stock de capital en el resto de España se presentan en la tabla 24.

Tabla 24: Elasticidades respecto a K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.429	0.554	0.214	0.000	0.000
1	0.153	0.331	0.143	0.273	0.035
2	0.131	0.401	0.195	0.326	0.049
3	0.189	0.434	0.205	0.347	0.060
4	0.207	0.454	0.210	0.364	0.070
5	0.216	0.467	0.215	0.376	0.078
6	0.223	0.477	0.218	0.385	0.085
7	0.227	0.483	0.220	0.390	0.090
8	0.230	0.488	0.222	0.394	0.094
20	0.236	0.496	0.225	0.401	0.105

Se observa que la elasticidad instantánea de la producción de Andalucía es 0.43%, elasticidad que cae en el periodo siguiente, para luego crecer progresivamente y situarse en el nivel de largo plazo (0.24%). Por otro lado, la elasticidad instantánea del empleo de Andalucía es 0.55%, luego cae para aumentar de forma progresiva hasta alcanzar el nivel de largo plazo (0.50%).

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, se observa que la elasticidad instantánea de la producción del resto de España es 0.21%, inferior a la observada para Andalucía (0.43%), y 0.23% la de largo plazo, similar a la de la Comunidad (0.24%). Por último, la elasticidad del empleo del resto de España es inferior a la del empleo de Andalucía: 0% (frente a 0.55%) la instantánea y 0.40% (frente a 0.50%) la de largo plazo.

Finalmente, existe cierta complementariedad entre los capitales de Andalucía y del resto de España. La elasticidad del stock de capital del resto de España sobre el stock de capital de Andalucía es positiva (0.11%). Los aumentos del stock de capital de Andalucía llevan a aumentos futuros en el stock de capital de otras regiones.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 25 se presentan las respuestas de la producción de Andalucía (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Andalucía (en miles de personas), y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de Andalucía.

Tabla 25: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	135.236	4.766	1000	420.621	0.000	0.000
1	48.170	2.849	1000	280.294	12.794	211.570
2	41.417	3.456	1000	383.209	15.297	298.513
3	59.702	3.737	1000	402.945	16.278	366.465
4	65.394	3.905	1000	412.626	17.068	427.124
5	68.260	4.024	1000	421.381	17.646	477.735
6	70.345	4.106	1000	427.852	18.037	518.039
7	71.773	4.162	1000	432.233	18.298	549.340
8	72.710	4.199	1000	435.165	18.471	573.212
20	74.478	4.270	1000	440.842	18.802	638.511

Como se observa en la tabla 25, un aumento de 1000 millones en el stock de capital de Andalucía genera un aumento a largo plazo de la producción de la Comunidad de 74.5 millones de euros. De forma instantánea, la inversión del stock de capital genera un aumento de algo más de 135 millones de euros y tras una caída en la producción en el primer periodo, se produce un aumento progresivo hasta superar los 70 millones en el sexto periodo.

Además del efecto sobre la producción, la inversión en stock de capital tiene efectos sobre el empleo. En concreto, con una inversión neta de 1000 millones de euros, se generan a largo plazo en Andalucía algo más de 4200 empleos. La respuesta instantánea del empleo es inmediata, creándose de forma instantánea casi 4800 empleos. Luego cae en el primer periodo y, de nuevo, aumenta de forma progresiva hasta alcanzar los 4024 empleos en el quinto periodo.

Si bien los efectos sobre la Comunidad son importantes, aún lo son más sobre el resto de España. Así, una inversión de 1000 millones en el capital de Andalucía genera un aumento a largo plazo de la producción del resto de España de algo más de 440 millones de euros. Por otro lado, dicha inversión genera un aumento del empleo del resto de España en el primer periodo de algo menos de 13000 empleos, llegando a los casi 19000 empleos en el largo plazo.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 26 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 26: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	3.275	4.800	0.000	2.850	3.425	1.000
1	3.001	7.735	0.926	3.860	6.016	1.910
2	4.037	9.653	1.654	4.625	7.688	2.653
3	4.845	10.925	2.216	5.118	8.752	3.238
4	5.369	11.750	2.618	5.432	9.447	3.691
5	5.702	12.287	2.894	5.637	9.901	4.035
6	5.920	12.638	3.079	5.771	10.198	4.293
7	6.062	12.868	3.203	5.858	10.391	4.484
8	6.155	13.017	3.284	5.915	10.518	4.624
20	6.329	13.296	3.439	6.022	10.753	4.979

Como se observa en la tabla 26, así como en el gráfico 31, un aumento permanente del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo de la producción de Andalucía del 6.33%. De forma instantánea la producción aumenta un 3.28%, creciendo de forma progresiva hasta alcanzar su valor de largo plazo.

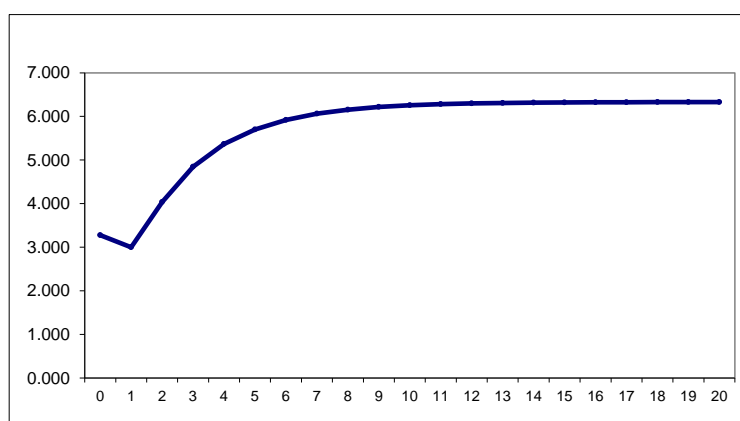


Gráfico 31: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

Como se aprecia en la tabla 26, así como en el gráfico 32, un aumento permanente del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo del empleo de Andalucía del 13.30%. La forma de la respuesta es similar a la de la producción ya que, tras un aumento instantáneo del 4.8%, la reacción del empleo aumenta de forma progresiva hasta su valor de largo plazo.

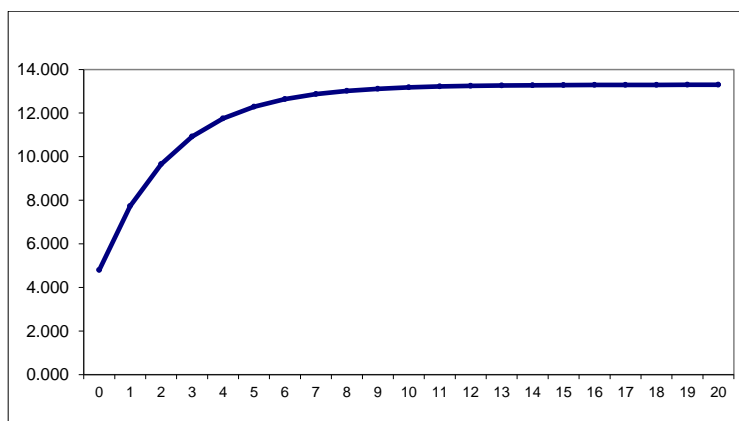


Gráfico 32: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Los aumentos del stock de capital del resto de España tienen efectos positivos sobre el nivel del stock de capital de Andalucía. Si bien se supone la ausencia de efectos instantáneos por motivos técnicos (de identificación econométrica), los efectos a largo plazo son significativos (3.44%). Ambos capitales son complementarios.

En cuanto a los efectos en el resto de España, un aumento del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 6.02% (véase la tabla 26 y gráfico 33).

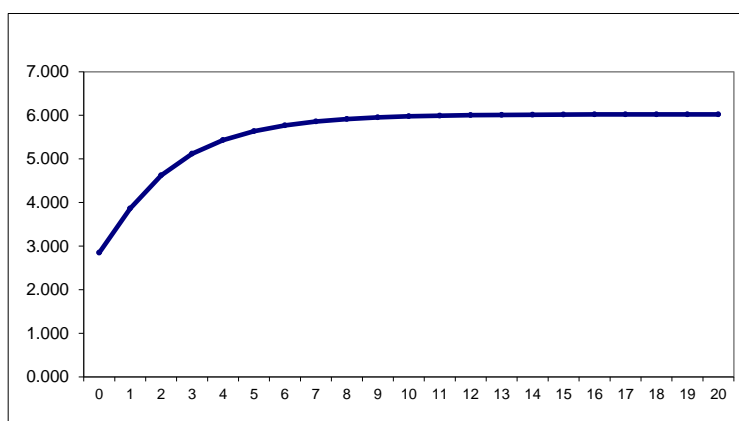


Gráfico 33: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también produce aumentos a largo plazo del empleo del resto de España (véase la tabla 26 y el gráfico 34). En concreto, el aumento del empleo a largo plazo se sitúa en el 10.75%, respuesta muy similar a la de la producción.

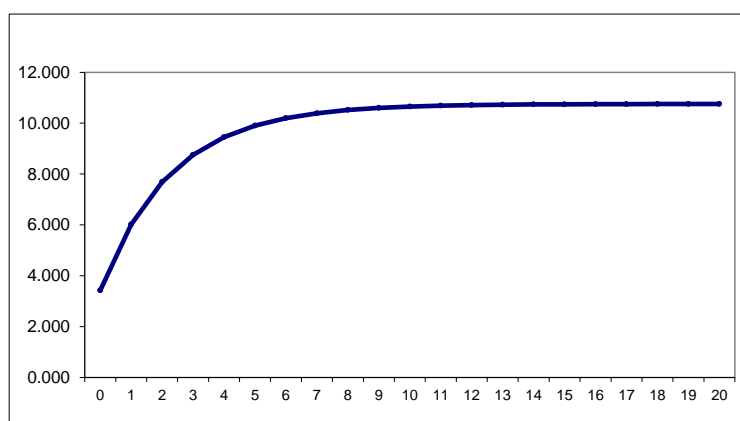


Gráfico 34: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Como en el caso del shock en el stock de capital de Andalucía, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel, a largo plazo, que alcanza el stock de capital del resto de España es de un 4.98%, muy superior al 1%. Por este motivo se calculan, al igual que se hiciera en la sección anterior, las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España en la tabla 27.

Tabla 27: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	3.275	4.800	0.000	2.850	3.425
1	1.571	4.049	0.485	2.021	3.149
2	1.522	3.639	0.623	1.743	2.898
3	1.496	3.374	0.684	1.581	2.703
4	1.455	3.183	0.709	1.472	2.559
5	1.413	3.045	0.717	1.397	2.454
6	1.379	2.944	0.717	1.344	2.375
7	1.352	2.870	0.714	1.306	2.317
8	1.331	2.815	0.710	1.279	2.274
20	1.271	2.671	0.691	1.210	2.160

En la tabla 27 se observa que la elasticidad instantánea de la producción de Andalucía es 3.28%, elasticidad que va decreciendo hasta el 1.27% de largo plazo. El comportamiento de la elasticidad del empleo de Andalucía es similar, ya que de forma instantánea se sitúa en el 4.80%, para decrecer de forma progresiva y situarse en el 2.67% de largo plazo.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, vemos que la elasticidad de la producción del resto de España es similar a la observada para la producción de Andalucía, aunque un poco inferior, 2.85% (frente al 3.28%) de forma instantánea y 1.21% (frente al 1.27%) en el largo plazo. Por su parte, la elasticidad del empleo del resto de España es inferior a la del empleo de Andalucía, ya que la elasticidad instantánea se sitúa en el 3.42% (frente al 4.8%), y en el largo plazo en el 2.16% (frente al 2.67%).

Finalmente, también se observa una complementariedad entre los capitales de Andalucía y del resto de España, ya que la elasticidad a largo plazo del capital de Andalucía es de un 0.69%.

Como en el caso del shock en el stock de capital de Andalucía, en la tabla 28 se presentan las respuestas de la producción de Andalucía (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Andalucía (en miles de personas), y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 28: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	169.492	6.778	0.000	917.509	26.336	1000
1	81.286	5.718	79.516	650.509	24.214	1000
2	78.766	5.139	102.255	561.280	22.285	1000
3	77.439	4.765	112.238	508.845	20.784	1000
4	75.279	4.495	116.348	473.785	19.680	1000
5	73.136	4.300	117.620	449.709	18.867	1000
6	71.366	4.157	117.635	432.747	18.265	1000
7	69.969	4.052	117.140	420.596	17.819	1000
8	68.888	3.975	116.485	411.821	17.489	1000
20	65.784	3.771	113.285	389.379	16.607	1000

Como se observa en la tabla 28, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España genera un aumento a largo plazo de la producción de Andalucía de casi 66 millones de euros. De forma instantánea, esta inversión genera un aumento en torno a 169 millones de euros, a partir del cual se produce una caída hasta el valor de largo plazo. La respuesta del empleo es similar, ya que de forma instantánea genera 6778 empleos, para decrecer hasta el valor de largo plazo (3771 empleos).

En el resto de España también genera aumentos de la producción y del empleo. En concreto, genera un aumento instantáneo de la producción de algo menos de 918 millones y de en torno a 389 millones en el largo plazo. En cuanto al empleo, la inversión anterior genera algo 26336 empleos de forma instantánea y 16607 empleos en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: Andalucía vs resto de España

El gráfico 35 representa la evolución de la productividad del trabajo de Andalucía y del resto de España durante el periodo muestral. La evolución de ambas productividades es bastante similar, ambas aumentan de forma significativa hasta mediados de los años 90, momento a partir del cual la productividad de Andalucía comienza a disminuir, para volver a incrementarse a partir del 2007, mientras que la del resto de España sigue aumentando, aunque a un ritmo más lento.

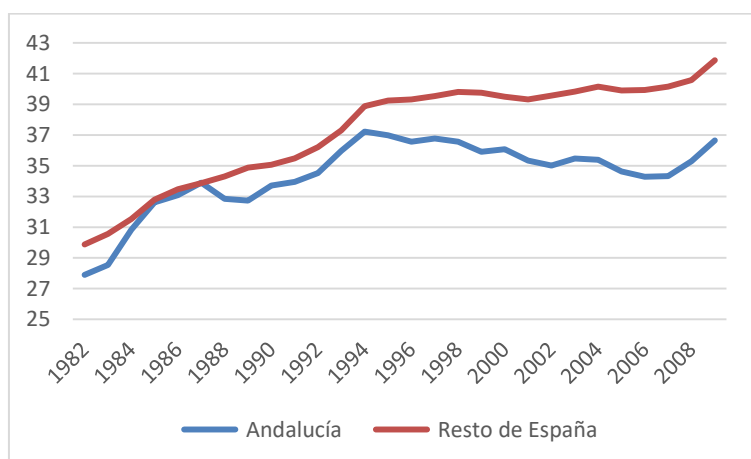


Gráfico 35: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 36 se representa el ratio de la productividad de Andalucía y del resto de España (la denominada productividad relativa). Se puede apreciar que en todos los periodos el ratio es inferior a 1, indicando que la productividad del trabajo en Andalucía es menor que la del resto de España. Dicho ratio aumenta en los primeros años de la muestra, hasta 1987, para después descender hasta que alcanza su mínimo en 2007.

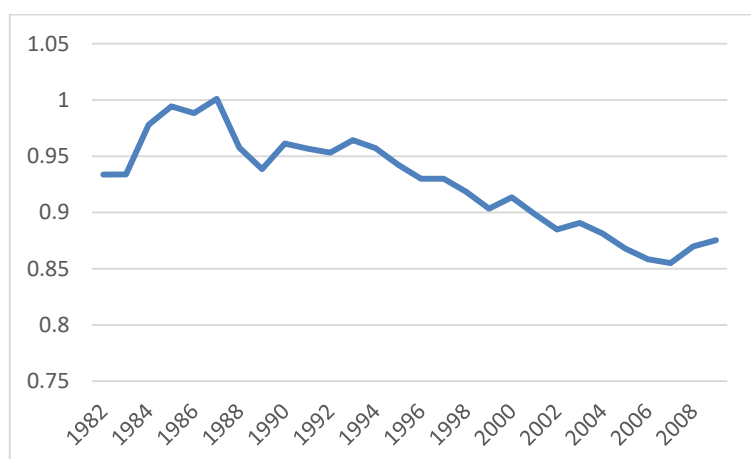


Gráfico 36: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 29 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de Andalucía sobre la productividad de Andalucía, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 29: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	0.920	1.214	0.757
1	0.866	0.898	0.965
2	0.807	0.901	0.896
3	0.829	0.895	0.927
4	0.831	0.887	0.936
5	0.829	0.883	0.939
6	0.828	0.880	0.941
7	0.827	0.878	0.943
8	0.827	0.876	0.944
20	0.826	0.874	0.945

La tabla 29 muestra que un aumento del stock de capital de Andalucía empeora la productividad de Andalucía de forma instantánea y a largo plazo. Además, el stock de capital aumenta la productividad del resto de España de forma instantánea, pero después la empeora. Debido a que ambas productividades empeoran, el efecto sobre la productividad relativa es negativo, indicando que el shock en el stock de capital de Andalucía incrementa la distancia entre la productividad del trabajo en Andalucía y el resto de España.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 30 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de Andalucía, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 30: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	0.737	0.870	0.847
1	0.509	0.728	0.699
2	0.544	0.704	0.772
3	0.571	0.697	0.819
4	0.587	0.694	0.845
5	0.597	0.694	0.860
6	0.603	0.695	0.869
7	0.608	0.695	0.874
8	0.611	0.696	0.878
20	0.619	0.699	0.885

Como se observa en la tabla 30, un aumento del stock de capital del resto de España empeora la productividad de Andalucía. Además, el stock de capital empeora la productividad del resto de España en todos los periodos. La pérdida de productividad de Andalucía es menor que la del resto de España a partir del segundo periodo, por lo que el efecto del capital del resto de España sobre la productividad relativa es positivo hasta el séptimo periodo, momento en que se vuelve negativo.

IV.1.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables, cuando se produce un shock en el capital de Andalucía y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral, según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 31: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		K_{ct}		Y_{et}		L_{et}		K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	-1.21	1.32	-0.86	1.41	0.75	1.21	-0.55	0.39	0.00	0.00	0.00	0.00
1	-0.68	0.48	-1.11	1.32	0.93	1.73	-0.55	0.39	-0.66	0.80	-0.13	0.09
2	-0.61	0.45	-1.36	1.38	0.93	2.11	-0.61	0.54	-1.11	1.14	-0.23	0.18
3	-0.64	0.57	-1.36	1.41	0.95	2.41	-0.66	0.61	-1.16	1.18	-0.32	0.21
4	-0.70	0.64	-1.46	1.32	0.93	2.55	-0.68	0.61	-1.18	1.09	-0.38	0.23
5	-0.71	0.63	-1.48	1.30	0.93	2.64	-0.68	0.59	-1.20	1.05	-0.41	0.25
6	-0.71	0.63	-1.50	1.30	0.93	2.70	-0.68	0.59	-1.21	1.04	-0.43	0.27
7	-0.71	0.61	-1.50	1.29	0.93	2.73	-0.68	0.59	-1.21	1.04	-0.43	0.27
8	-0.71	0.61	-1.50	1.29	0.93	2.73	-0.68	0.59	-1.21	1.04	-0.45	0.27
20	-0.71	0.61	-1.50	1.29	0.93	2.75	-0.68	0.59	-1.21	1.04	-0.45	0.29

Tabla 32: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

	Y_{ct}		L_{ct}		K_{ct}		Y_{et}		L_{et}		K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	1.25	5.70	3.10	6.70	0.00	0.00	1.43	4.58	1.93	4.83	0.63	1.35
1	1.40	4.78	3.78	10.75	0.10	1.25	1.58	4.93	3.05	7.90	1.10	2.48
2	1.68	5.45	3.98	11.63	0.20	1.83	1.75	5.43	3.23	9.53	1.30	3.30
3	1.85	5.80	3.93	12.50	0.28	2.25	1.80	5.83	3.20	10.38	1.40	3.88
4	1.90	6.20	3.93	13.10	0.28	2.50	1.78	6.03	3.20	10.75	1.43	4.35
5	1.88	6.35	3.88	13.38	0.28	2.60	1.78	6.13	3.15	10.90	1.43	4.70
6	1.88	6.45	3.85	13.53	0.28	2.70	1.78	6.15	3.10	10.98	1.45	4.93
7	1.85	6.48	3.85	13.63	0.28	2.75	1.75	6.20	3.10	11.03	1.45	5.08
8	1.85	6.50	3.88	13.68	0.28	2.78	1.75	6.20	3.13	11.08	1.45	5.18
20	1.85	6.55	3.88	13.78	0.28	2.80	1.75	6.23	3.15	11.13	1.45	5.68

IV.2. Comunidad de Aragón

IV.2.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \ln Y_{ct}$

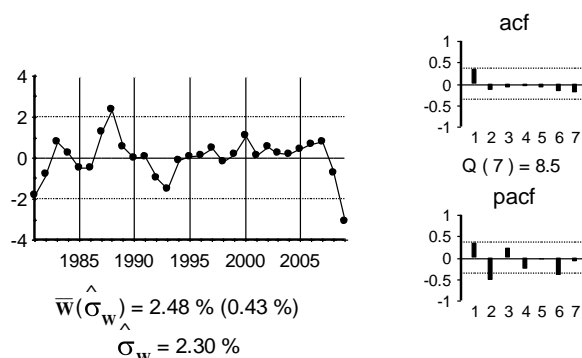


Gráfico 37: Gráfico de y_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.48B)(y_{ct} - 0.025) = \hat{a}_t$$

(0.21) (0.007)

Y los residuos de dicha estimación:

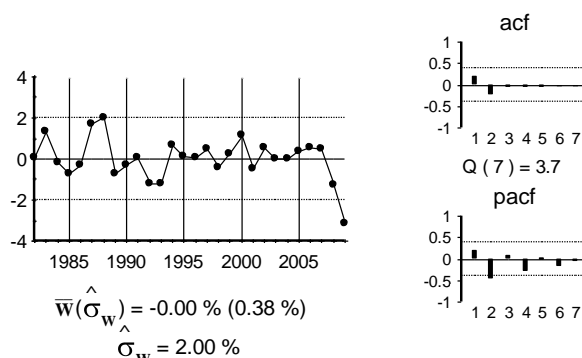


Gráfico 38: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original es un autorregresivo de orden 1.

Tabla 33: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-3.36	0.02	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

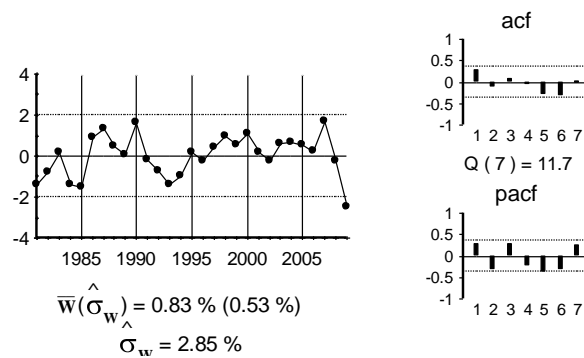


Gráfico 39: Gráfico de l_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.45B)l_{ct} = \hat{a}_t$$

(0.19)

Y los residuos de dicha estimación:

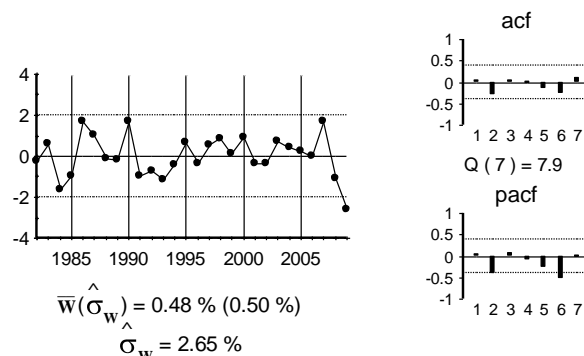


Gráfico 40: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original es un autorregresivo de orden 1.

Tabla 34: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-3.45	0.02	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$

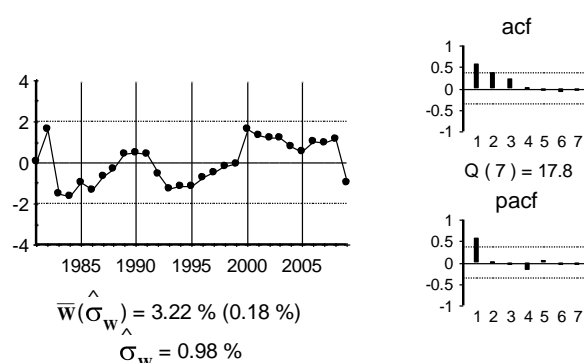


Gráfico 41: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$

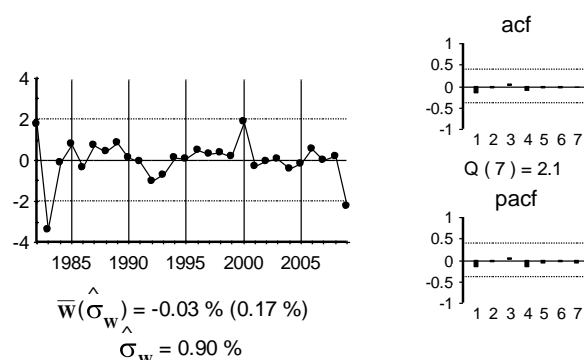


Gráfico 42: Gráfico de ∇k_{ct}

En este caso, el gráfico anterior muestra un paseo aleatorio sin constante y por lo tanto no tiene parámetros estimados.

$$\nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 35: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.32	0.17	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \ln Y_{et}$

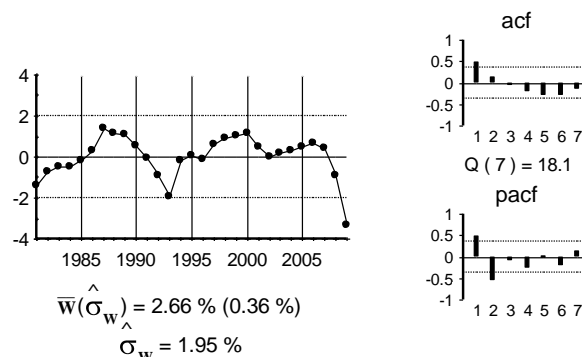


Gráfico 43: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \ln Y_{et}$

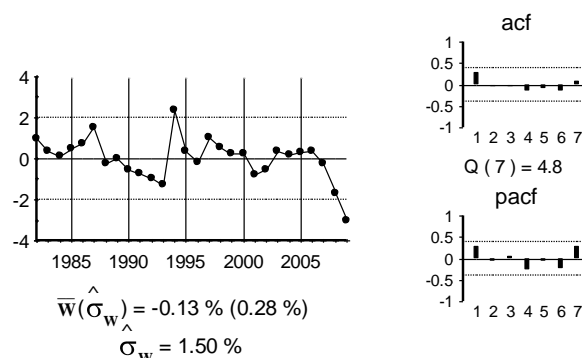


Gráfico 44: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.42 B) \nabla y_{et} = \hat{a}_t$$

(0.22)

Y los residuos de dicha estimación:

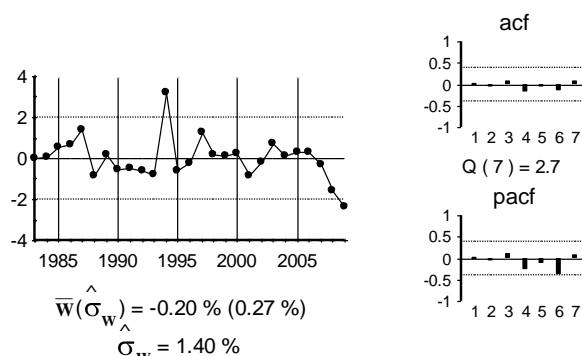


Gráfico 45: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria junto al autorregresivo de orden 1.

Tabla 36: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.81	0.37	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

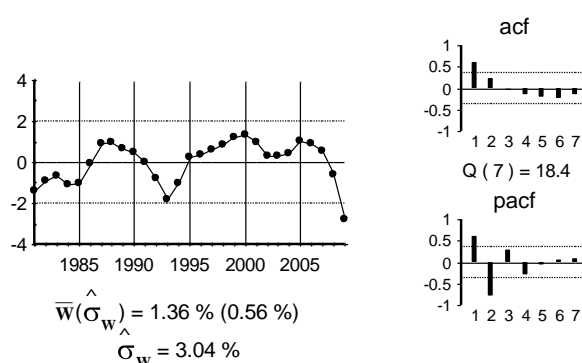


Gráfico 46: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla^2 \ln L_{et}$

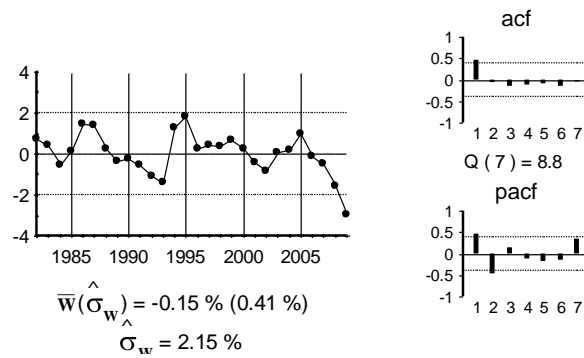


Gráfico 47: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.64B) \nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

(0.20)

Y los residuos de dicha estimación:

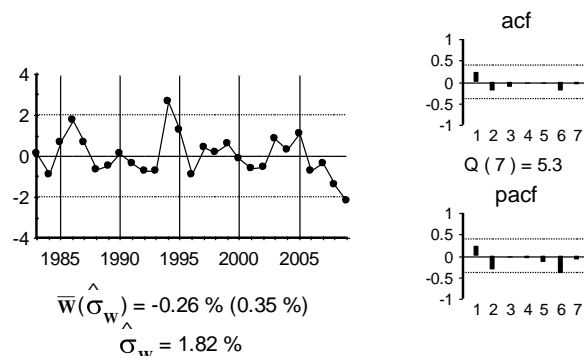


Gráfico 48: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, ya que la serie original posee una raíz unitaria y es un autorregresivo 1.

Tabla 37: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.79	0.38	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

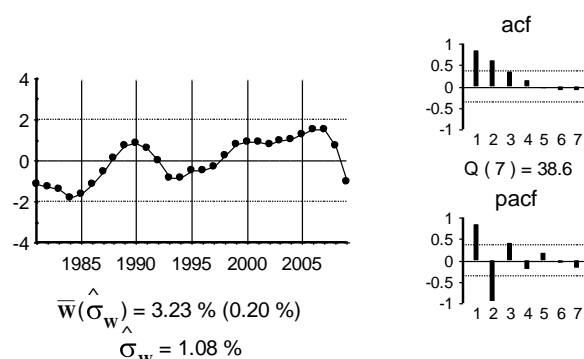


Gráfico 49: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \ln K_{et}$

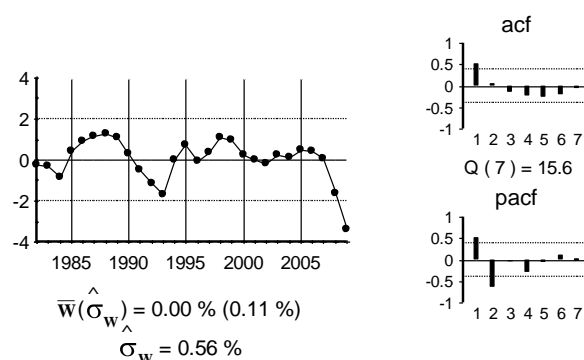


Gráfico 50: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 1.22B + 0.66B^2) \nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

(0.21) (0.23)

Y los residuos de dicha estimación:

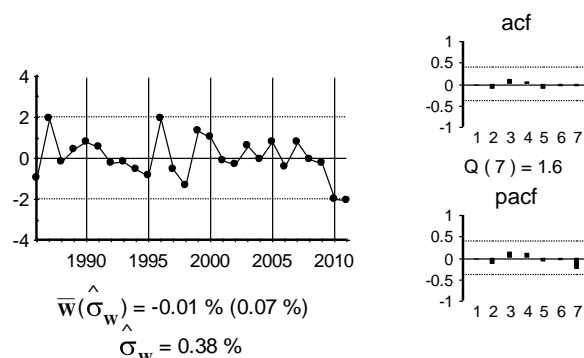


Gráfico 51: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original es un autorregresivo de orden 2 y tiene una raíz unitaria.

Tabla 38: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-1.72	0.41	-3.74	-2.99	-2.64
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.2.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 39: Método de Engle y Granger – CA

	p=0	p=1	p=2
Y_{ct}	-2.97	-2.16	-2.91
L_{ct}	-2.85	-1.71	-1.94
k_{ct}	-3.46	-2.69	-1.37

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

Además, se explora la posibilidad de que Y_{ct} o L_{ct} no debieran estar en la relación de cointegración, pero el análisis de los residuos de las regresiones indica que ambas variables deben estar.

El método de Engle y Granger indica que hay una relación de cointegración entre la tasa de crecimiento del capital y el resto de variables. La estimación de dicha relación se presenta a continuación:

$$k_{ct} = \underset{(0.116)}{-0.146} - \underset{(0.021)}{0.036} Y_{ct} + \underset{(0.044)}{0.127} L_{ct} + \hat{\varepsilon}_{ct}$$

Y los residuos de la misma se presentan en el gráfico siguiente:

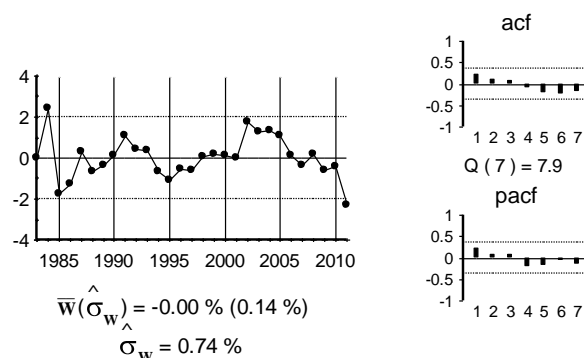


Gráfico 52: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$

Dicha relación se puede reorganizar y escribir como:

$$L_{ct} = 0.28Y_{ct} + 7.87k_{ct} + \hat{\varepsilon}_{ct}$$

Dicha relación de cointegración se puede interpretar como una especie de demanda de trabajo, mediante la cual, si aumenta el nivel de producción de la CA, entonces se demanda más trabajo. De igual manera, si aumenta la tasa a la que crece el stock de capital, se necesitan más trabajadores para llevar a cabo dicha producción.

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado de dicho contraste.

Tabla 40: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas Y_{ct} , L_{ct} y K_{ct}				
H_0 : N° de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	29.80	0.05	21.13	0.06
como mucho 1	9.37	0.33	14.26	0.53
como mucho 2	3.84	0.10	3.84	0.10
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Se observa que dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{ct} = Y_{ct} - 2.66 L_{ct} + 12.36 k_{ct}$$

$(0.22) \qquad (2.48)$

La relación obtenida se presenta en el gráfico siguiente:

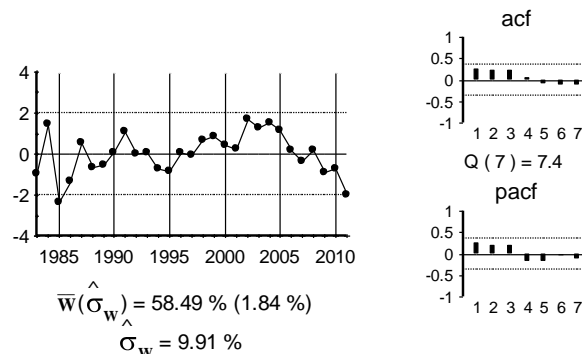


Gráfico 53: Gráfico de ζ_{ct}

Como es exactamente la misma relación que la obtenida por el método de Engle y Granger, y además tiene una interpretación económica clara, se concluye que es una relación de cointegración.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen, ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y tiene la forma:

$$ecm1_t = Y_{ct} - 2.66L_{ct} + 12.36k_{ct}$$

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinada la relación de cointegración en las variables de la CA, se buscan relaciones de cointegración entre las variables del resto de España.

En la siguiente tabla, se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 41: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-4.01	-3.66	-2.55
l_{et}	-3.88	-3.75	-2.62
k_{et}	-2.47	-2.73	-2.17

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

Los resultados de la tabla muestran dos relaciones de cointegración, una entre y_{et} y el resto de variables, y otra entre l_{et} y el resto de variables.

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto de variables, excluyéndolas una a una. La tabla indica que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración pero no la variable k_{et} .

Tabla 42: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.69	-1.00	-1.01
k_{et}	-2.66	-1.93	-1.13
k_{et}^*	-3.28	-2.35	-1.59

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

La siguiente tabla muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{et} con el resto de variables, excluyéndolas una a una. La tabla indica que la variable y_{et} debe estar en la relación de cointegración pero la variable k_{et} no debe estar.

Tabla 43: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-0.69	-1.96	-0.92
k_{et}	-2.69	-2.19	-1.43

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.021 + 0.53l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.002) (0.05)

Los residuos de esta relación se presentan en el gráfico siguiente:

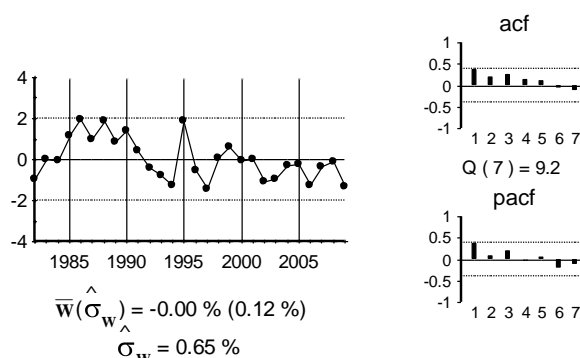


Gráfico 54: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente, se presenta el resultado del contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 44: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas $y_{et}, l_{et}, y_{k_{et}}$				
H ₀ : Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	19.46	0.01	17.14	0.02
como mucho 1	2.31	0.13	2.32	0.13
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Se observa que dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - 0.54 l_{et} \quad (0.05)$$

La relación obtenida se presenta en el gráfico siguiente:

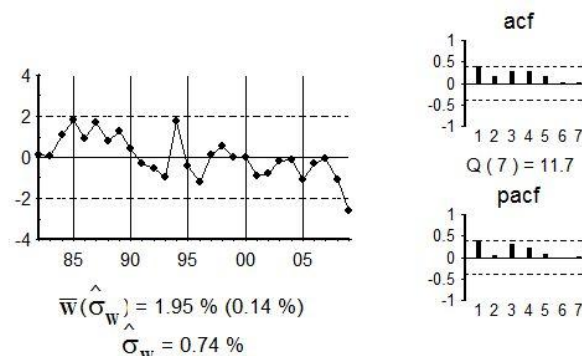


Gráfico 55: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

El método de Johansen lleva a la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger. Esta relación tiene una interpretación económica clara, es una función de producción para el resto de España, esto es, dado un nivel de stock de capital, si aumenta la tasa de crecimiento del empleo, la tasa de crecimiento de la producción también aumenta. En consecuencia, se concluye que dicha relación de cointegración existe.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen, ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm2_t$ y se tiene:

$$ecm2_t = y_{et} - 0.54 l_{et}$$

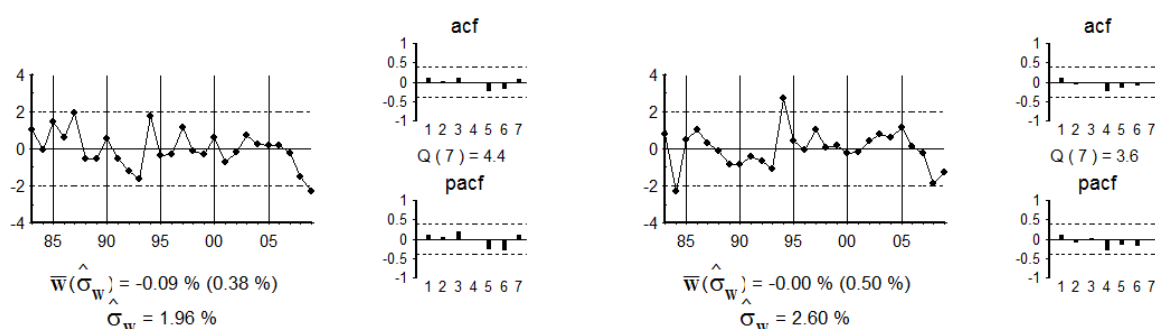
IV.2.3. Modelo multivariante

Con las dos relaciones de cointegración obtenidas por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 45: Resultados del modelo multivariante

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0	-0.082 (0.019)	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0.032 (0.007)	0.150 (0.031)	0	0	0	0
$ecm2_{t-1}$	0	0	0	-0.114 (0.055)	0	0
y_{ct-1}	0.249 (0.131)	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	0	0.264 (0.116)	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0	1.032 (0.257)	0	0.465 (0.188)	1.102 (0.240)	0.299 (0.060)
∇l_{et-1}	0.763 (0.147)	0	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	0	0.897 (0.304)	0	0	0

Los gráficos de los residuos y de la FCC se presentan a continuación.



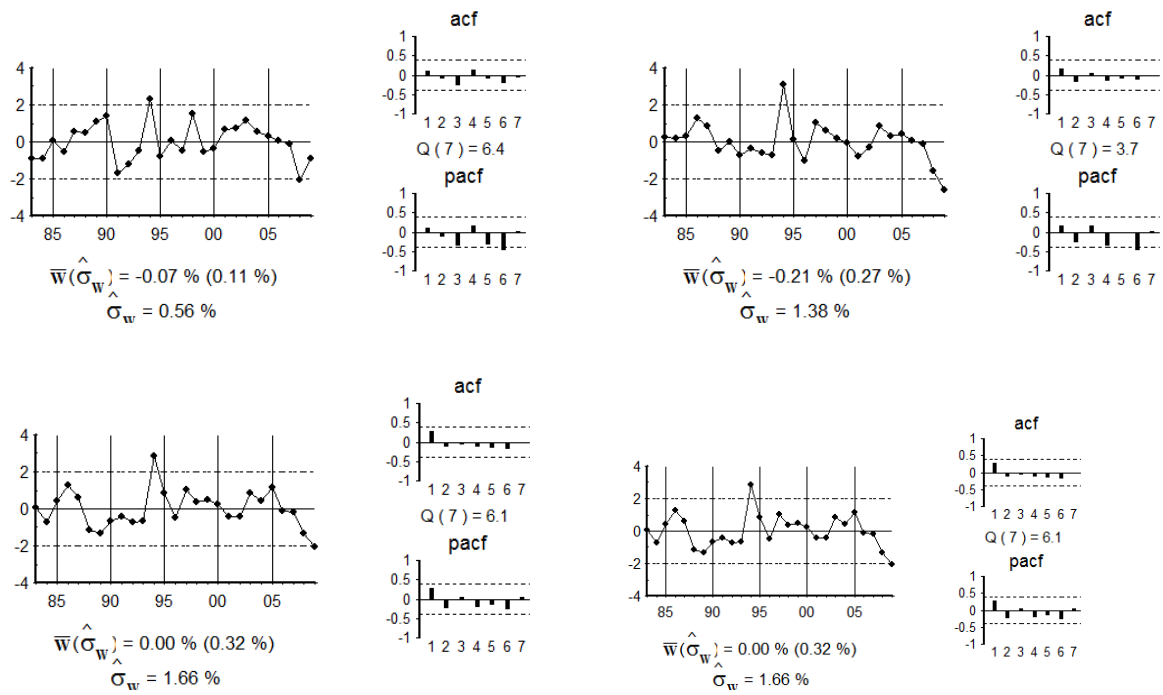


Gráfico 56: Gráficos de los residuos

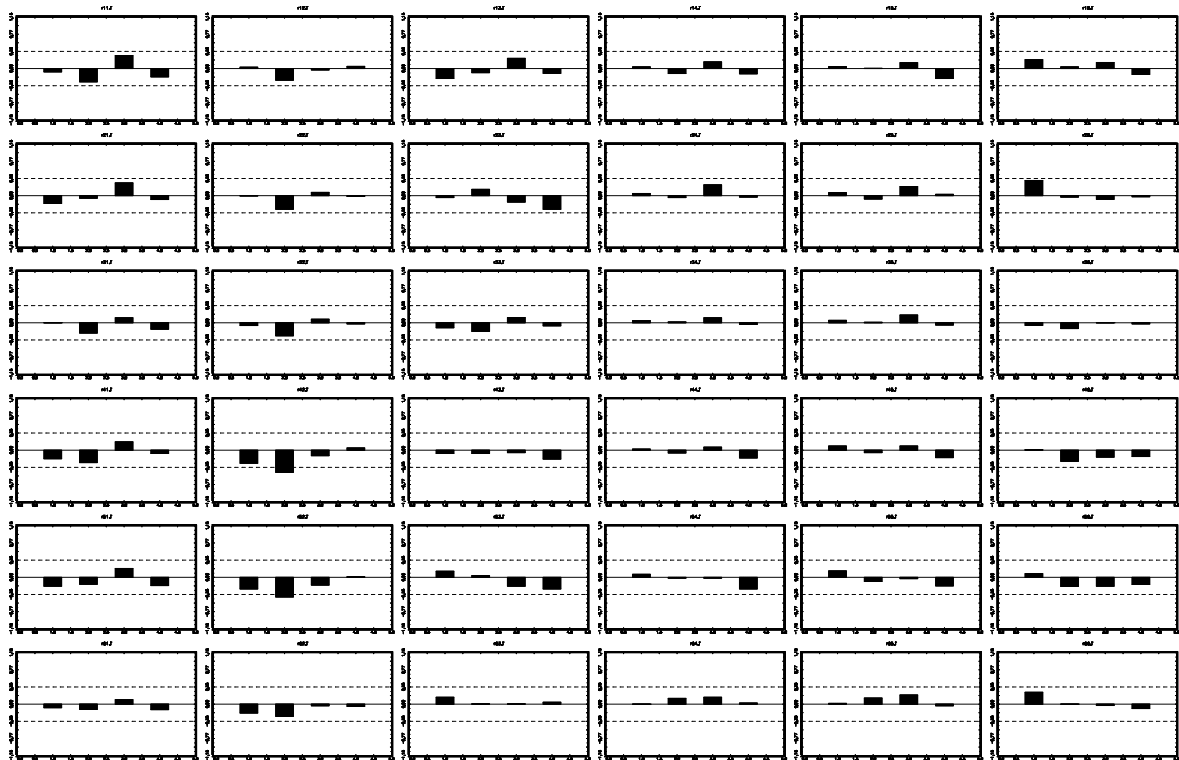


Gráfico 57: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la siguiente tabla.

Tabla 46: Correlaciones instantáneas

1.00	0.47	0.27	0.59	0.44	0.52
0.47	1.00	0.34	0.49	0.44	0.51
0.27	0.34	1.00	0.39	0.34	0.42
0.59	0.49	0.39	1.00	0.89	0.72
0.44	0.44	0.34	0.89	1.00	0.69
0.52	0.51	0.42	0.72	0.69	1.00

Se observan correlaciones grandes entre el capital del resto de España y la producción y el empleo, tanto de la Comunidad como del resto de España. Dichas correlaciones se modelizan a partir de los supuestos del marco teórico, siendo el capital el que afecta al resto de variables.

Con dichos supuestos, se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 47: Matriz V

1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-1.82
0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	-2.11
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	-2.30
0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	-2.64
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 48: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	0.27	0.05	0.36	0.14	0.00
0.27	1.00	0.15	0.20	0.15	0.00
0.05	0.15	1.00	0.14	0.03	0.43
0.36	0.20	0.14	1.00	0.81	0.00
0.14	0.15	0.03	0.81	1.00	0.00
0.00	0.00	0.43	0.00	0.00	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 49: Resultados del modelo estructural

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0	-0.082	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0.032	0.150	0	0	0	0
$ecm2_{t-1}$	0	0	0	-0.114	0	0

y_{ct-1}	0.249	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	0	0.264	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0	1.032	0	-0.221	0.314	0.299
∇l_{et-1}	0.763	0	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	-0.722	0.897	0	0	0
∇k_{ct}	0	0.805	0	0	0	0
∇k_{et}	0	0	0	2.295	2.636	0

IV.2.4. Función de respuesta al impulso

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de Aragón

En la tabla 50 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de Aragón. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 50: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
1	0.395	1.854	1.000	0.000	0.000	0.000
2	0.349	1.663	1.000	0.000	0.000	0.000
3	0.207	1.002	1.000	0.000	0.000	0.000
4	0.093	0.459	1.000	0.000	0.000	0.000
5	0.029	0.146	1.000	0.000	0.000	0.000
6	0.001	0.010	1.000	0.000	0.000	0.000
7	-0.007	-0.030	1.000	0.000	0.000	0.000
8	-0.006	-0.030	1.000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000

Como se observa en la tabla 50, así como en los gráficos 58 y 59, un aumento permanente del stock de capital de Aragón no tiene efectos a largo plazo ni en la producción ni en el empleo de dicha CA, los efectos se producen solo a corto plazo. Un shock permanente del 1% en el stock de capital de Aragón no afecta de forma instantánea, ni a la producción, ni al empleo de dicha Comunidad, no es hasta el primer periodo cuando la producción aumenta en un 0.39%, mientras que el empleo lo hace en un 1.85%. Este efecto se va reduciendo hasta desaparecer en el sexto periodo, momento en el que se agota la respuesta.

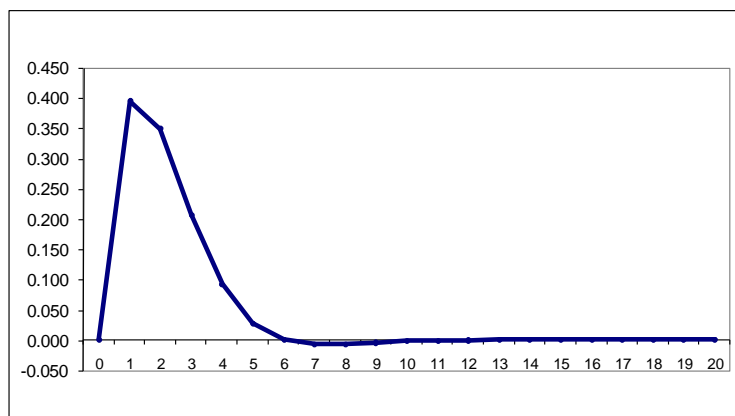


Gráfico 58: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}

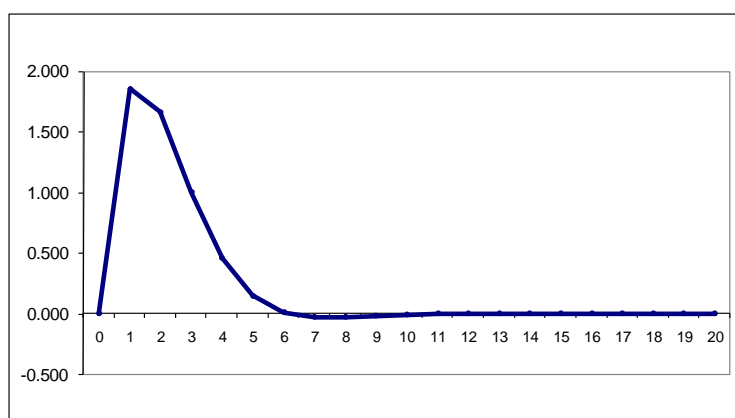


Gráfico 59: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

En cuanto a los efectos del capital de Aragón sobre el resto de España (tabla 50), un aumento permanente del stock de capital de Aragón no produce ningún efecto, ni a corto ni a largo plazo, sobre la producción o el empleo del resto de España, por lo que no existe efecto rebosamiento del stock de capital fuera de las fronteras de Aragón.

En esta Comunidad el nivel del stock de capital permanece constante, un 1% sobre el stock de capital inicial, ya que no se producen relaciones de retroalimentación entre dicho stock y el resto de variables, por lo que las respuestas de las variables son exactamente las elasticidades. Por lo tanto, se concluye que la elasticidad de la producción de Aragón a corto plazo es 0.39% y 0% a largo plazo, y la del empleo es 1.85% a corto plazo y 0% a largo plazo. En cuanto a las elasticidades de la producción y el empleo del resto de España, éstas son nulas tanto a corto como a largo plazo.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 51 se presentan las respuestas, ante un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de Aragón, de la producción de Aragón (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Aragón (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas).

Tabla 51: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	1000	0.000	0.000	0.000
1	120.757	13.540	1000	0.000	0.000	0.000
2	106.526	12.148	1000	0.000	0.000	0.000
3	63.181	7.317	1000	0.000	0.000	0.000
4	28.382	3.350	1000	0.000	0.000	0.000
5	8.709	1.068	1000	0.000	0.000	0.000
6	0.288	0.071	1000	0.000	0.000	0.000
7	-2.053	-0.219	1000	0.000	0.000	0.000
8	-1.921	-0.216	1000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1000	0.000	0.000	0.000

Como se observa en la tabla 51, un aumento de 1000 millones en el stock de capital de Aragón genera un aumento de la producción de Aragón en el primer periodo de, aproximadamente, 121 millones de euros, y algo más de 13500 empleos. A partir de ese momento, el efecto se va reduciendo de forma progresiva hasta desaparecer en el sexto periodo, por lo que dicho stock de capital no tiene efectos permanentes ni sobre la producción ni sobre el empleo. Además, la inversión en el capital de Aragón no genera en el resto de España ni un euro ni un empleo, ni a corto ni a largo plazo.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 52 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 52: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	1.818	2.114	0.000	2.295	2.636	1.000
1	2.343	2.357	0.897	3.263	5.166	1.686
2	2.621	2.125	1.513	3.660	6.233	1.976
3	1.721	2.161	1.772	3.810	6.669	2.094
4	0.989	1.794	1.879	3.856	6.835	2.139
5	0.522	1.220	1.919	3.859	6.886	2.153
6	0.247	0.690	1.931	3.844	6.889	2.154
7	0.096	0.317	1.932	3.823	6.873	2.149
8	0.020	0.101	1.928	3.801	6.850	2.143
20	0.000	0.000	1.922	3.779	6.825	2.136

Como se observa en la tabla 52, así como en los gráficos 60 y 61, un aumento permanente unitario del stock de capital del resto de España, no produce efectos a largo plazo, los efectos sobre la producción y el empleo de Aragón se producen sólo a corto plazo, al igual que ocurría con el stock de capital de la CA.

Así, de forma instantánea la producción aumenta un 1.82%, creciendo de forma progresiva en los periodos siguientes hasta alcanzar su valor máximo de 2.62% en el segundo periodo (gráfico 60). A partir de ese momento, el efecto se reduce de forma progresiva hasta el noveno periodo, donde se agota la respuesta.

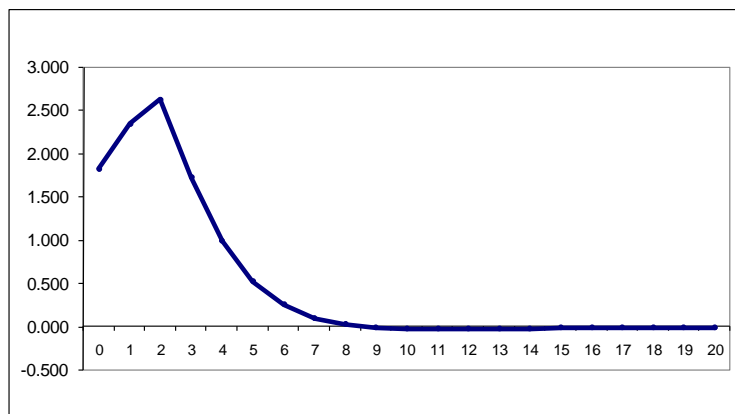


Gráfico 60: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

En cuanto al empleo, tras un aumento instantáneo del 2.11%, y del 2.36% en el primer periodo (efecto máximo), dicha respuesta se va reduciendo progresivamente hasta agotarse en el noveno periodo.

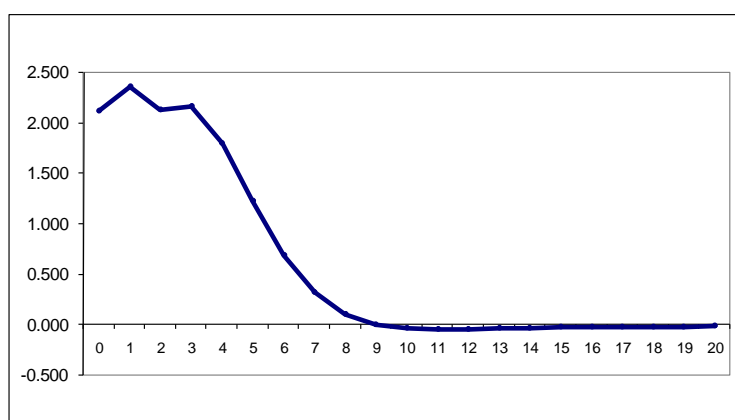


Gráfico 61: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}

Los aumentos del stock de capital del resto de España también tienen efectos positivos sobre el nivel del stock de capital de Aragón. Si bien se supone la ausencia de efectos instantáneos por motivos técnicos (de identificación econométrica), los efectos a largo plazo son significativos, de 1.92 puntos porcentuales. Por lo que se concluye que ambos capitales son complementarios, esto es, los aumentos del stock de capital del resto de España llevan a aumentos futuros en el stock de capital de Aragón.

En cuanto a los efectos en el resto de España, un aumento del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 3.78% (tabla 52 y gráfico 62), efecto que, prácticamente, se genera en tan solo tres periodos.

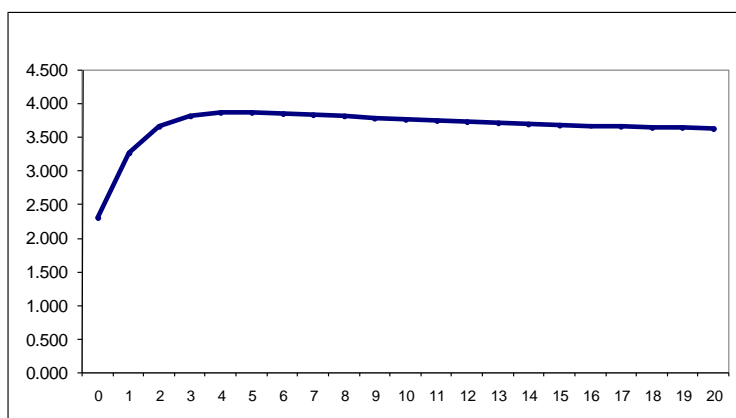


Gráfico 62: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también produce aumentos a largo plazo del empleo del resto de España (tabla 52 y gráfico 63). En concreto, el aumento del empleo a largo plazo se sitúa en el 6.82%, respuesta que es más lenta que la de la producción.

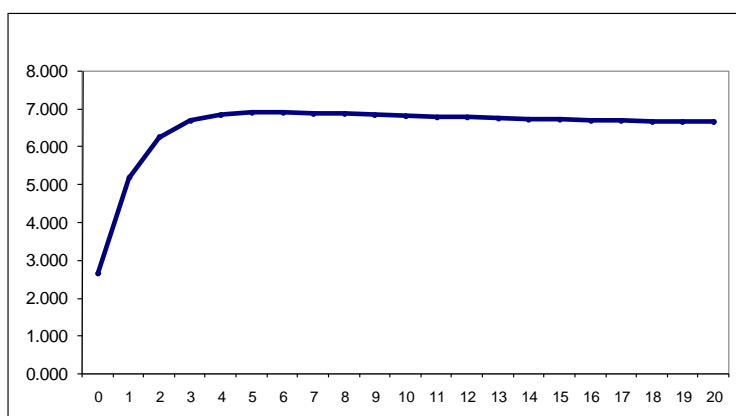


Gráfico 63: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

A diferencia del caso del shock en el stock de capital de Aragón, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, sí que se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel que alcanza a largo plazo el stock de capital del resto de España es de un 2.14%, porcentaje superior al 1%. Por este motivo, se calculan las elasticidades estándar, esto es, lo que porcentualmente aumenta una variable(al cabo de un determinado periodo),al aumentar el stock de capital del resto de España un 1% (durante dicho periodo), de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España, las cuales se muestran en la tabla 53.

Tabla 53: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	1.818	2.114	0.000	2.295	2.636
1	1.389	1.397	0.532	1.935	3.063
2	1.327	1.076	0.766	1.852	3.155
3	0.822	1.032	0.846	1.819	3.185
4	0.463	0.839	0.878	1.803	3.195
5	0.242	0.566	0.891	1.792	3.198
6	0.115	0.320	0.897	1.785	3.198
7	0.044	0.147	0.899	1.779	3.197
8	0.009	0.047	0.900	1.773	3.196
20	0.000	0.000	0.900	1.769	3.194

Como se observa en la tabla 53, el comportamiento de la elasticidad de la producción y el empleo de Aragón es similar. Así, de forma instantánea la elasticidad de la producción es de 1.82%, y la del empleo de 2.11%, a partir de ese momento, ambas decrecen progresivamente hasta anularse en el largo plazo.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, las elasticidades a corto plazo, tanto de la producción como del empleo, son similares a las observadas para Aragón, ya que la elasticidad instantánea de la producción se sitúa en un 2.29%, y la del empleo en el 2.64%. Frente a lo ocurrido con el stock de capital de Aragón, la elasticidad a largo plazo tiene un comportamiento diferente, ya que es significativa y positiva, de 1.77% para la producción, y de 3.19% para el empleo.

A diferencia de lo ocurrido con el stock de capital de Aragón, se constata una complementariedad entre los capitales de Aragón y del resto de España, ya que la elasticidad a largo plazo del capital de Aragón es de un 0.9%.

Como en el caso del shock en el stock de capital de Aragón, en la tabla 54 se presentan las respuestas de la producción de Aragón (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Aragón (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 54: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	18.720	0.521	0.000	738.133	20.660	1000
1	14.303	0.344	17.937	622.298	24.006	1000
2	13.658	0.265	25.817	595.604	24.721	1000
3	8.459	0.254	28.537	585.058	24.956	1000
4	4.762	0.207	29.610	579.689	25.039	1000
5	2.496	0.140	30.053	576.361	25.063	1000

6	1.179	0.079	30.236	573.940	25.065	1000
7	0.458	0.036	30.310	571.973	25.057	1000
8	0.095	0.012	30.336	570.269	25.046	1000
20	0.000	0.000	30.291	558.238	24.939	1000

Como se analiza en la tabla 54, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España no genera aumentos permanentes ni en la producción ni en el empleo de Aragón. Las respuestas a corto plazo son cualitativamente similares, ya que de forma instantánea se generan en torno a 19 millones de euros y 521 empleos, cantidades que van reduciéndose hasta anularse en el largo plazo.

En el resto de España dicha inversión también genera aumentos de la producción y del empleo. En concreto, un aumento instantáneo de la producción de 738 millones y de 558 millones en el largo plazo. En cuanto al empleo, la inversión anterior genera algo más de 20600 empleos de forma instantánea y algo menos de 25000 en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: Aragón vs resto de España

Como se aprecia en el gráfico 64, la evolución de la productividad del trabajo (Y/L) es bastante similar en Aragón y en el resto de España, con una tendencia creciente y constante durante todo el periodo muestral. No obstante, en los últimos años de la muestra, mientras la productividad de Aragón sigue creciendo, la del resto de España se mantiene prácticamente constante.

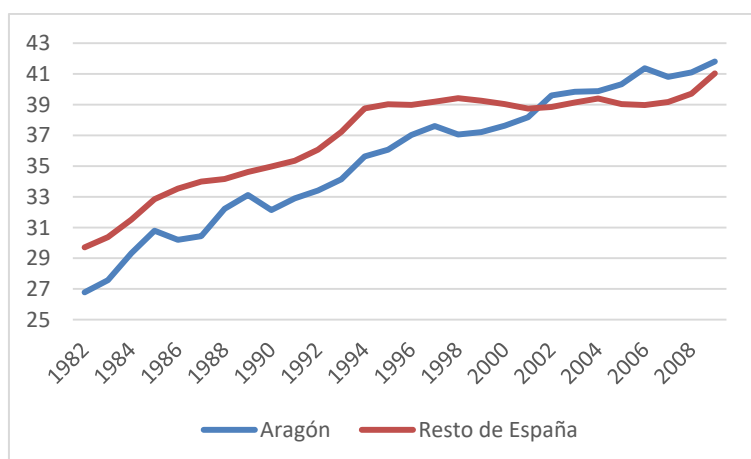


Gráfico 64: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 65 se representa la productividad relativa (cociente de la productividad de Aragón y la del resto de CCAA). Se puede constatar que hasta el año 2002, al ser dicho ratio inferior a la unidad, la productividad del trabajo en Aragón era menor a la del resto de España. A partir de dicho año, debido a que la productividad de Aragón crece a un ritmo más rápido que la del resto de España, dicho ratio toma valores superiores a la unidad, y por tanto, la productividad de Aragón es superior a la del resto de CCAA al final del periodo muestral.

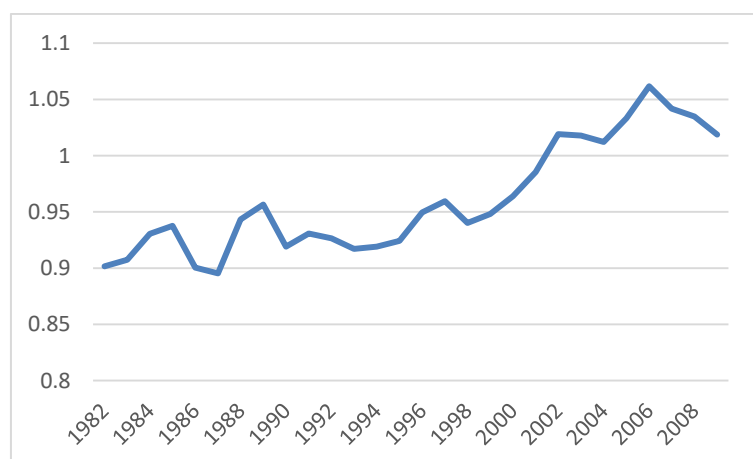


Gráfico 65: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 55 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de Aragón sobre la productividad de Aragón, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 55: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	1.000	1.000	1.000
1	0.489	1.000	0.489
2	0.506	1.000	0.506
3	0.603	1.000	0.603
4	0.749	1.000	0.749
5	0.897	1.000	0.897
6	0.991	1.000	0.991
7	1.024	1.000	1.024
8	1.024	1.000	1.024
20	1.000	1.000	1.000

Como se observa en la tabla 55, un aumento del stock de capital de Aragón solamente afecta a la productividad de dicha Comunidad y no tiene ningún efecto sobre la del resto de España. Además, el efecto sobre la productividad de la CA sólo es a corto plazo, aunque de forma instantánea no tiene efectos, en los siguientes periodos empeora dicha productividad hasta el séptimo periodo, donde la productividad se mantiene en el mismo nivel que tenía antes del shock.

Así, a corto plazo, debido a que el stock de capital empeora la productividad de Aragón y mantiene igual la del resto de España, y al ser la productividad de Aragón superior a la del resto de España en el último año de la muestra, disminuye la distancia entre las productividades de Aragón y la del resto de España. Sin embargo, a largo a plazo, debido a que el stock de capital no

tiene efectos ni sobre la productividad de Aragón ni sobre la del resto de España, los efectos sobre la productividad relativa son nulos.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 56 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de Aragón, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 56: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	0.905	0.906	0.999
1	0.997	0.722	1.380
2	1.121	0.687	1.633
3	0.897	0.674	1.331
4	0.795	0.668	1.191
5	0.793	0.665	1.193
6	0.844	0.663	1.273
7	0.910	0.662	1.375
8	0.964	0.661	1.458
20	0.994	0.660	1.507

Como se observa en la tabla 56, un aumento del stock de capital del resto de España empeora la productividad de Aragón en todos los periodos y empeora, todavía más, la productividad del resto de España. En este caso, al ser la pérdida de productividad de Aragón menor que la del resto de España, el efecto del capital del resto de España sobre la productividad relativa es positivo y por tanto, aumenta la distancia entre Aragón y el resto de España.

IV.2.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock cuando se produce un shock en el capital de Aragón y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 57: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.55	1.44	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1	0.30	1.16	1.73	6.52	0.55	1.44	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.50	1.91	3.39	12.52	0.55	1.44	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	0.55	2.18	4.32	15.16	0.55	1.44	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	0.43	2.23	4.57	15.00	0.55	1.44	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	0.30	2.14	4.66	13.70	0.55	1.44	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	0.20	2.09	4.39	12.59	0.55	1.44	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
7	0.25	2.09	4.34	12.20	0.55	1.44	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8	0.30	2.07	4.39	12.11	0.55	1.44	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20	0.34	2.07	4.68	12.27	0.55	1.44	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabla 58: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.34	3.25	0.64	3.18	0.00	0.00	1.11	3.45	1.20	3.93	0.73	1.27
1	1.61	6.64	1.64	6.55	-0.39	0.61	1.39	4.70	2.34	7.48	1.02	2.18
2	2.18	10.07	1.43	8.48	-0.55	1.09	1.41	5.41	2.57	8.98	1.09	2.70
3	2.23	12.36	0.02	9.80	-0.59	1.32	1.39	5.75	2.57	9.73	1.11	2.89
4	2.27	13.23	-1.32	11.02	-0.59	1.41	1.39	5.91	2.57	10.09	1.11	3.00
5	2.25	13.98	-1.68	11.32	-0.59	1.48	1.39	6.07	2.59	10.23	1.11	3.05
6	2.25	14.27	-1.70	11.25	-0.59	1.50	1.36	6.09	2.61	10.30	1.09	3.07
7	2.30	14.36	-1.45	11.11	-0.59	1.50	1.36	6.09	2.64	10.34	1.09	3.07
8	2.34	14.41	-1.23	10.98	-0.59	1.50	1.36	6.07	2.61	10.36	1.09	3.05
20	2.36	14.30	-1.00	10.93	-0.59	1.45	1.36	5.89	2.57	10.86	1.11	3.02

IV.3. Comunidad de Asturias

IV.3.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \ln Y_{ct}$

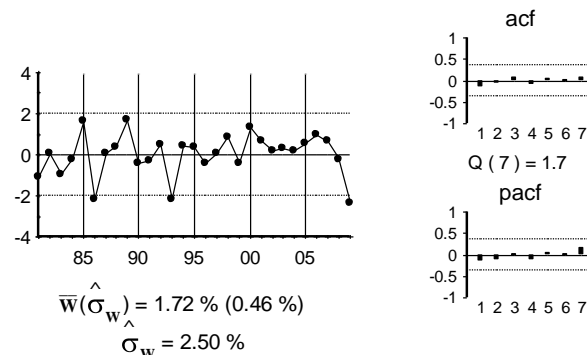


Gráfico 66: Gráfico de y_{ct}

El gráfico anterior muestra que la producción sigue un paseo aleatorio sin constante, y por lo tanto, no tiene parámetros estimados.

$$y_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF sin retardos, ya que la serie original es un paseo aleatorio.

Tabla 59: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
0	-5.64	0.00	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

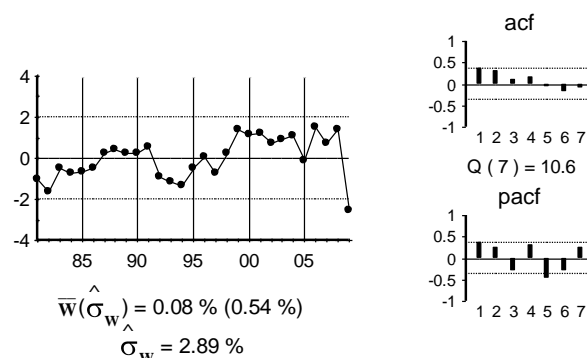


Gráfico 67: Gráfico de l_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.47B)l_{ct} = \hat{a}_t$$

(0.19)

Los residuos de dicha estimación se presentan en el gráfico siguiente:

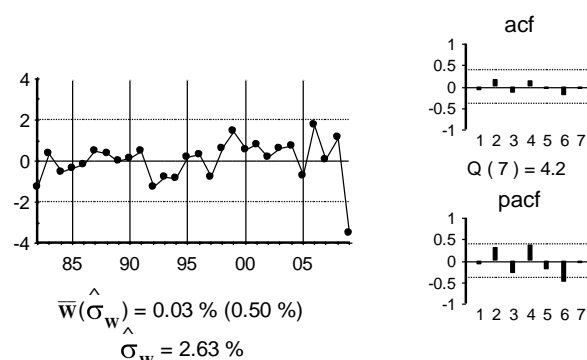


Gráfico 68: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo para la serie original, al seguir ésta un autorregresivo de orden 1.

Tabla 60: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.28	0.19	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Pese a que el contraste ADF no rechaza la existencia de raíz unitaria para la serie $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$, se concluye que dicha serie es estacionaria. El motivo para tomar esta decisión es doble. En primer lugar, el valor del ADF con $p=0$ es -2.69, significativo a un nivel de significación del 10%, y, en segundo lugar, se parte del supuesto, *a priori*, de que la producción y el empleo de

una misma CA deben tener el mismo orden de integración, ya que, de no ser así, las respuestas de una variable ante movimientos en la otra no serían creíbles.

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$

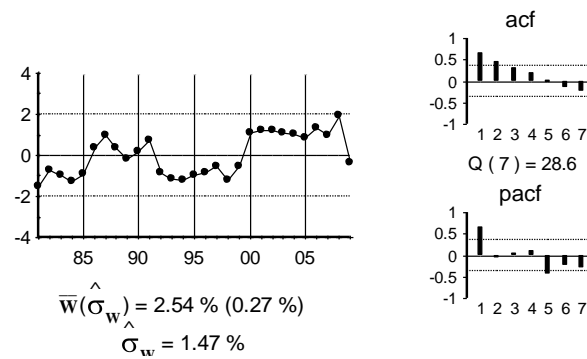


Gráfico 69: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$

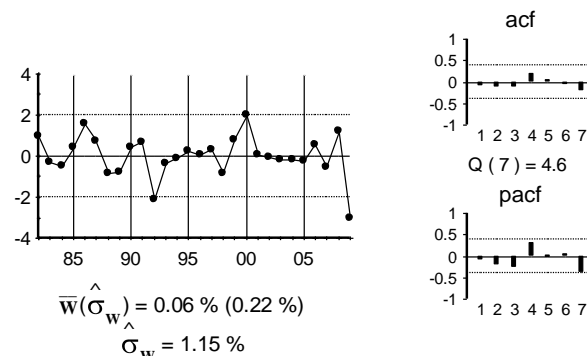


Gráfico 70: Gráfico de ∇k_{ct}

Según el gráfico anterior, la variable sigue un paseo aleatorio sin constante, y por lo tanto, no tiene parámetros estimados.

$$\nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 61: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.09	0.25	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \ln Y_{et}$

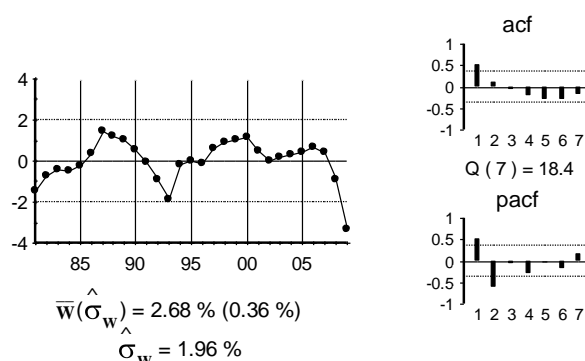


Gráfico 71: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \ln Y_{et}$

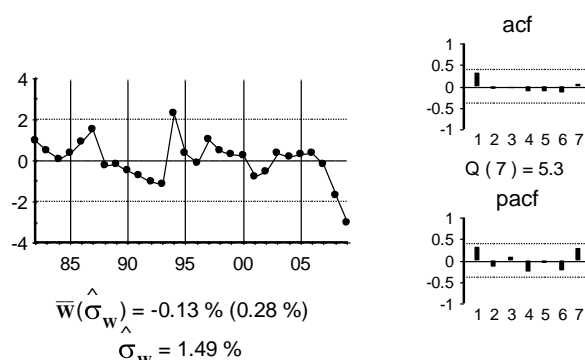


Gráfico 72: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior es:

$$(1 - 0.47 B) \nabla y_{et} = \hat{a}_t$$

(0.22)

Los residuos de dicha estimación se presentan en el gráfico siguiente:

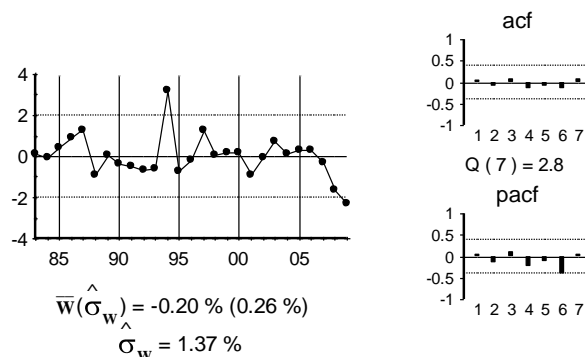


Gráfico 73: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos para la serie original, ya que ésta tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 62: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.71	0.41	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

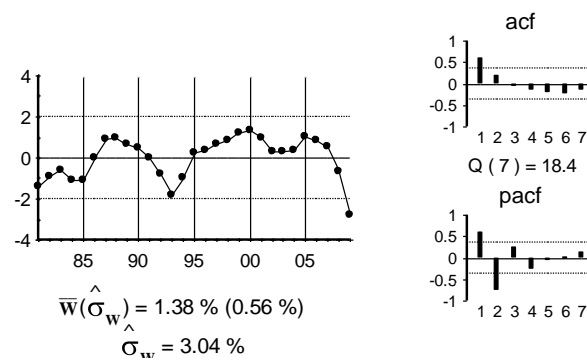


Gráfico 74: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \ln L_{et}$

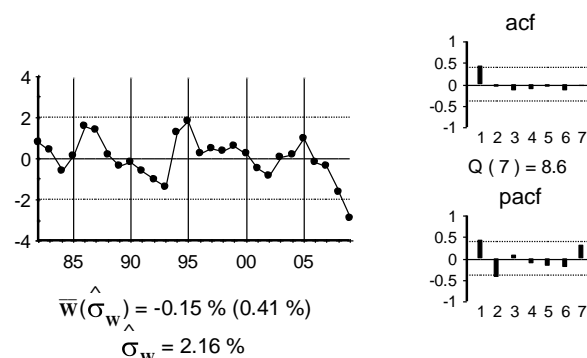


Gráfico 75: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior resulta:

$$(1 - 0.62B) \nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

(0.20)

Y los residuos de dicha estimación quedan:

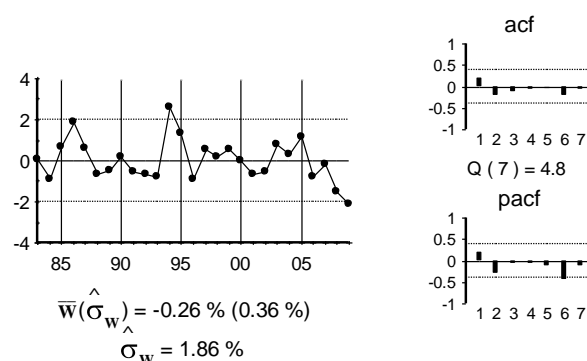


Gráfico 76: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 63: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.74	0.40	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

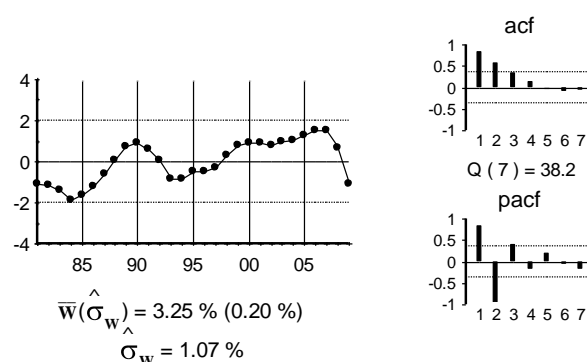


Gráfico 77: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \text{Ln} K_{et}$

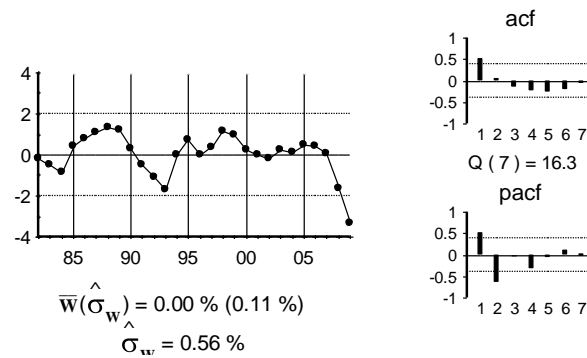


Gráfico 78: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior queda:

$$(1 - 1.21B + 0.67B^2) \nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

(0.21) (0.22)

Y los residuos de dicha estimación son:

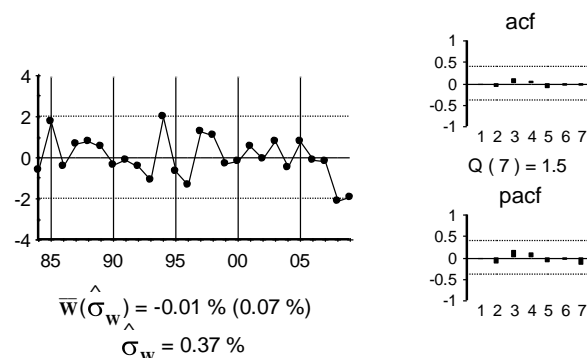


Gráfico 79: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, al tener la serie original una raíz unitaria y seguir un autorregresivo de orden 2.

Tabla 64: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.63	0.10	-3.72	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.3.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 65: Método de Engle y Granger – CA

	p=0	p=1	p=2
Y_{ct}	-1.38	-1.30	-1.17
L_{ct}	-2.24	-1.18	-1.71
k_{ct}	-2.93	-2.45	-2.10

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

El método de Engle y Granger indica que no hay relaciones de cointegración. Para confirmar dicho resultado se lleva a cabo el contraste de Johansen, el cual se presenta en la siguiente tabla.

Tabla 66: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas Y_{ct} , L_{ct} y K_{ct}				
H_0 : N° de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna	24.33	0.19	17.99	0.13
como mucho 1	6.33	0.66	5.16	0.72
como mucho 2	1.17	0.28	1.17	0.28
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (1). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica que no existe ninguna relación de cointegración, por lo tanto se concluye que no hay relaciones de cointegración en el grupo de variables de Asturias.

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinada la falta de existencia de relaciones de cointegración entre las variables de la Comunidad, se buscan relaciones de cointegración en las variables del resto de España. En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 67: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-3.84	-3.64	-2.50
l_{et}	-3.80	-3.78	-2.62
k_{et}	-2.53	-2.83	-2.24

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

La tabla anterior muestra una relación de cointegración entre y_{et} y el resto de variables. Por ello, en la tabla siguiente se muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 68: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.68	-1.14	-0.95
k_{et}	-2.45	-1.88	-1.09
k_{et}^*	-3.05	-2.32	-1.53

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

La tabla indica que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración pero no la variable k_{et} . Se concluye, por tanto, que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios, y se obtiene:

$$y_{et} = 0.020 + 0.54l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.001) (0.048)

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

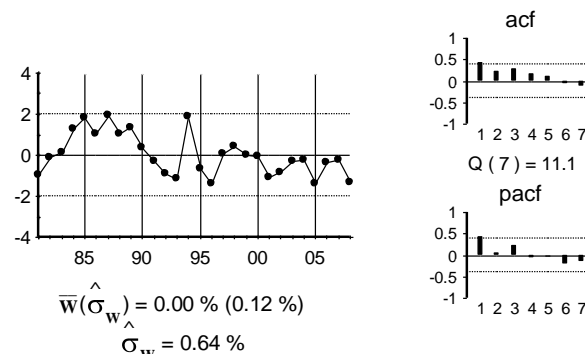


Gráfico 80: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar la existencia de dicha relación, se lleva a cabo el contraste de Johansen, presentándose los resultados de dicho contraste en la tabla siguiente.

Tabla 69: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et}, l_{et} y k_{et}				
H ₀ : Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	17.54	0.02	15.17	0.03
como mucho 1	2.37	0.12	2.37	0.12
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - 0.55l_{et} \quad (0.06)$$

La relación obtenida se presenta en el gráfico siguiente:

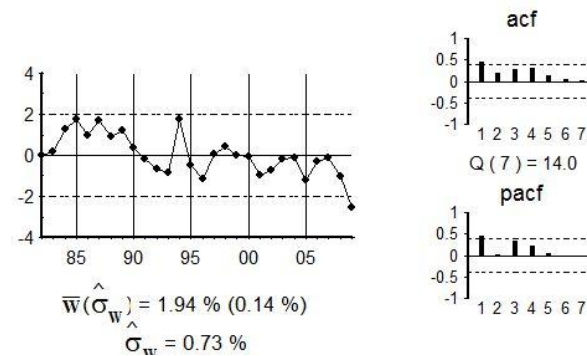


Gráfico 81: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

Como el método de Johansen y el de Engle y Granger llevan a la misma relación de cointegración y, además, ésta tiene una interpretación económica clara, es una función de producción del resto de España, se acepta la existencia de dicha relación de cointegración.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y por lo tanto:

$$ecm1_t = y_{et} - 0.55l_{et}$$

IV.3.3. Modelo multivariante

Con la relación de cointegración obtenida por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 70: Resultados del modelo multivariante

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.016 (0.004)	0	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	-0.11 (0.053)	0	0
y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	0.331 (0.141)	0.251 (0.113)	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0	0	0	0

∇y_{et-1}	0.82 (0.364)	0	0	0.513 (0.196)	1.113 (0.236)	0.297 (0.068)
∇l_{et-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	4.195 (0.783)	1.156 (0.396)	0	0	0

Los gráficos de los residuos y de la FCC se presentan a continuación.

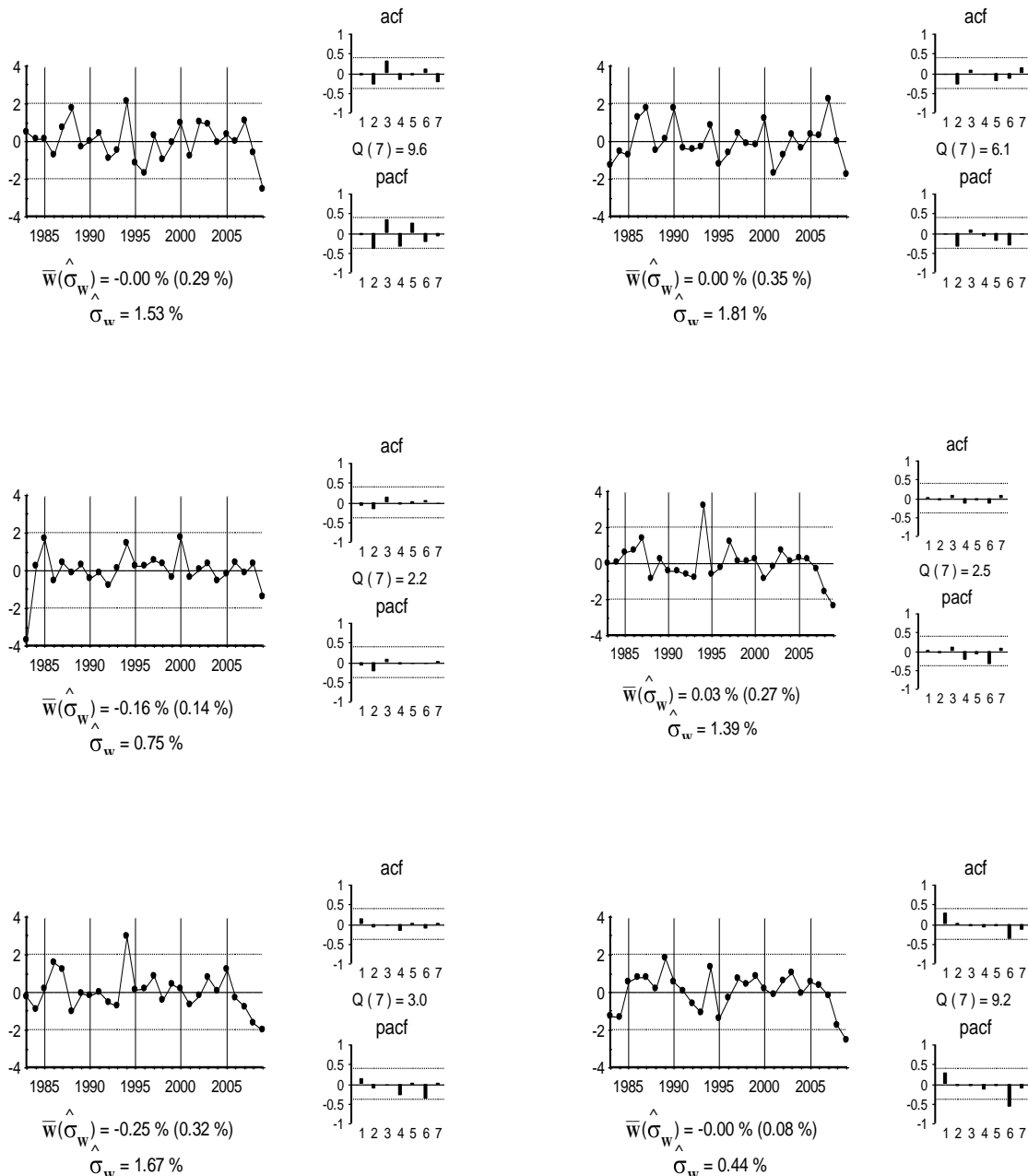


Gráfico 82: Gráfico de los residuos

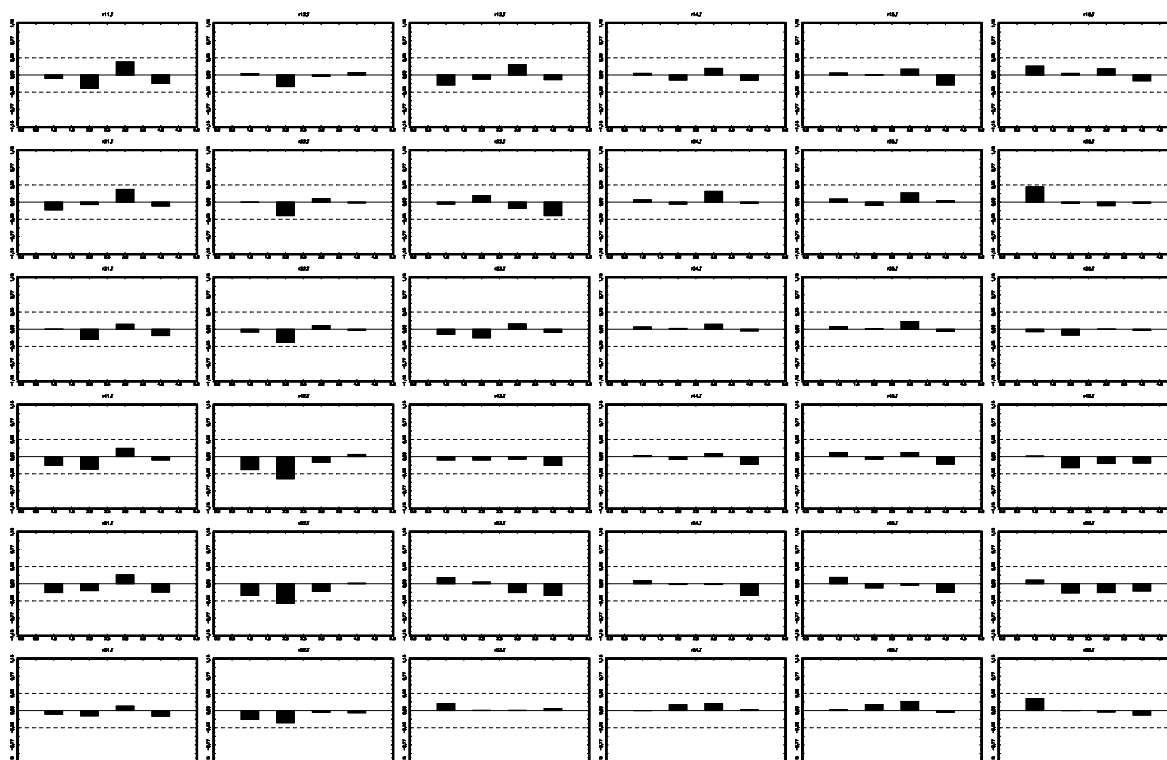


Gráfico 83: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la tabla siguiente.

Tabla 71: Correlaciones instantáneas

1.00	0.29	0.06	0.43	0.24	0.54
0.29	1.00	0.50	0.14	0.01	0.06
0.06	0.50	1.00	0.44	0.46	0.15
0.43	0.14	0.44	1.00	0.89	0.68
0.24	0.01	0.46	0.89	1.00	0.66
0.54	0.06	0.15	0.68	0.66	1.00

Se observa que son significativas las correlaciones del capital del resto de España con la producción y el empleo del resto de España. En este caso, también hay correlaciones grandes entre el capital de la CA y el empleo de la CA, y el capital del resto de España y la producción del resto de España. Se modelizan a partir de los supuestos del marco teórico, especificando que el capital es el que afecta al resto de variables.

Con dichos supuestos se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 72: Matriz V

1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-2.80
0.00	1.00	-0.89	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	-2.11
0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	-2.55
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 73: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	0.36	-0.02	0.10	-0.17	0.00
0.36	1.00	0.00	-0.11	-0.32	-0.02
-0.02	0.00	1.00	0.46	0.49	0.15
0.10	-0.11	0.46	1.00	0.82	0.00
-0.17	-0.32	0.49	0.82	1.00	0.00
0.00	-0.02	0.15	0.00	0.00	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 74: Resultados del modelo estructural

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.016	0	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	-0.11	0	0
y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	0.331	0.251	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇y_{et-1}	-0.010	0	0	-0.115	0.357	0.297
∇l_{et-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	3.162	1.156	0	0	0
∇k_{ct}	0	0.893	0	0	0	0
∇k_{et}	2.795	0	0	2.114	2.545	0

IV.3.4. Función de respuesta al impulso

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de Asturias

En la tabla 75 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de Asturias. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 75: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.893	1.000	0.000	0.000	0.000
1	0.296	0.224	1.000	0.000	0.000	0.000
2	0.074	0.056	1.000	0.000	0.000	0.000
3	0.019	0.014	1.000	0.000	0.000	0.000
4	0.005	0.004	1.000	0.000	0.000	0.000
5	0.001	0.001	1.000	0.000	0.000	0.000
6	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
7	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
8	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000

Como se observa en la tabla 75, así como en los gráficos 84 y 85, un aumento permanente del 1% en el stock de capital de Asturias solo tiene efectos a corto plazo en la producción y el empleo de Asturias. De forma instantánea, la producción no reacciona, pero en el primer periodo aumenta un 0.30%, mientras que el empleo lo hace de forma instantánea en un 0.89%. Estas respuestas decrecen de forma progresiva hasta el quinto periodo, momento en el que desaparecen.

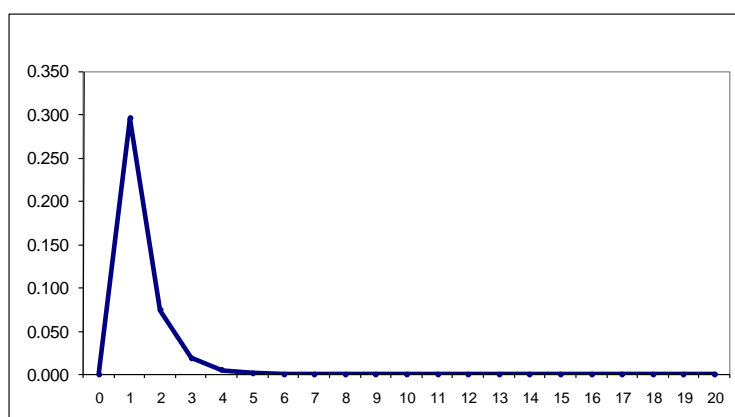


Gráfico 84: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}

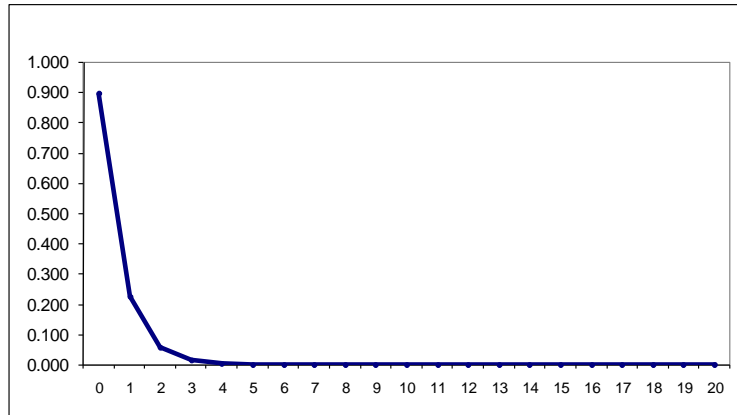


Gráfico 85: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

En cuanto a los efectos del capital de Asturias sobre el resto de España (tabla 75), un aumento permanente del stock de capital de Asturias no produce ningún efecto significativo, ni a corto ni a largo plazo, sobre la producción o el empleo del resto de España.

Dado que el nivel del stock de capital permanece constante (un 1% sobre el stock de capital inicial), ya que en esta CA no se producen relaciones de retroalimentación entre dicho stock y el resto de variables, las respuestas de las variables son exactamente las elasticidades, y por lo tanto, se concluye que la elasticidad de la producción de Asturias a corto plazo es 0.30% y la del empleo es 0.89%, mientras que dichas elasticidades en el largo plazo son del 0%. Por su parte, las elasticidades de la producción y el empleo del resto de España son 0%, tanto a corto como a largo plazo.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 76 se presentan las respuestas de la producción de Asturias (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Asturias (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de Asturias.

Tabla 76: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	6.943	1000	0.000	0.000	0.000
1	90.863	1.743	1000	0.000	0.000	0.000
2	22.807	0.437	1000	0.000	0.000	0.000
3	5.724	0.110	1000	0.000	0.000	0.000
4	1.437	0.028	1000	0.000	0.000	0.000
5	0.361	0.007	1000	0.000	0.000	0.000
6	0.091	0.002	1000	0.000	0.000	0.000
7	0.023	0.000	1000	0.000	0.000	0.000
8	0.006	0.000	1000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1000	0.000	0.000	0.000

Como se observa en la tabla 76, un aumento de 1000 millones en el stock de capital de Asturias genera un incremento de la producción de Asturias de en torno a 91 millones de euros en el primer periodo. Por su parte, el efecto sobre el empleo es instantáneo y genera 6943 empleos, reduciéndose a 1743 en el primer periodo. A partir del primer periodo, ambos efectos van disminuyendo hasta desaparecer en el quinto periodo.

Finalmente, los efectos en el resto de CCAA son nulos, ya que la inversión en el capital de Asturias no genera ni un euro ni un empleo, ni a corto ni a largo plazo, en el resto de España.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 77 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 77: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	2.795	0.000	0.000	2.114	2.545	1.000
1	1.733	2.577	1.156	3.119	4.898	1.628
2	2.213	1.914	1.882	3.589	6.017	1.926
3	1.605	1.055	2.227	3.799	6.540	2.066
4	0.893	0.532	2.388	3.884	6.773	2.128
5	0.445	0.253	2.460	3.911	6.868	2.154
6	0.202	0.113	2.490	3.909	6.898	2.161
7	0.080	0.044	2.499	3.896	6.897	2.161
8	0.020	0.010	2.498	3.878	6.882	2.157
20	-0.008	-0.005	2.494	3.859	6.862	2.152

Como se observa en la tabla 77, así como en los gráficos 86 y 87, un aumento permanente del stock de capital del resto de España no tiene efectos a largo plazo ni en la producción ni en el empleo de Asturias. Así, la producción aumenta de forma instantánea un 2.80%, mientras que el empleo no reacciona hasta el primer periodo, con un aumento del 4.19%. A partir de ese momento, ambas respuestas se van reduciendo hasta el noveno periodo, momento en que se anulan.

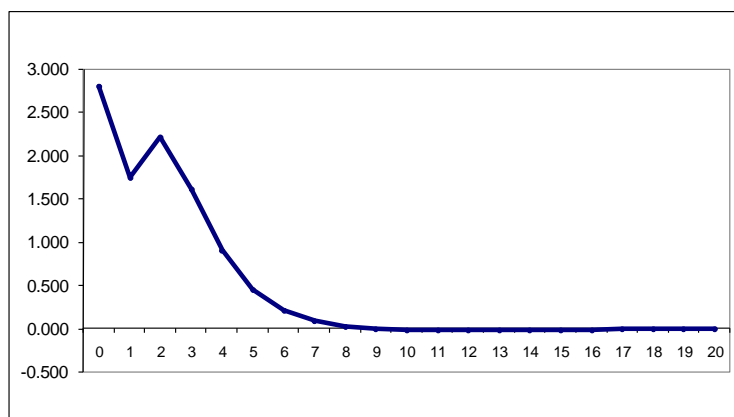


Gráfico 86: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

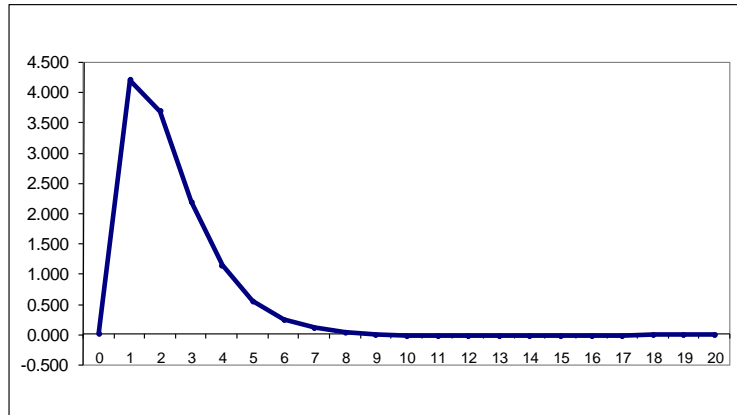


Gráfico 87: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Los aumentos del stock de capital del resto de España tienen efectos positivos sobre el nivel del stock de capital de Asturias. Si bien se supone la ausencia de efectos instantáneos por motivos técnicos (de identificación econométrica), los efectos a largo plazo son significativos, de 2.50 puntos porcentuales, por lo que se concluye que ambos capitales son complementarios.

En cuanto a los efectos en el resto de España, a diferencia del stock de la CA, un aumento del stock de capital del resto de España produce un incremento a largo plazo de la producción del resto de España del 3.86% (tabla 77 y gráfico 88), efecto que, prácticamente, se genera en tan solo tres periodos.

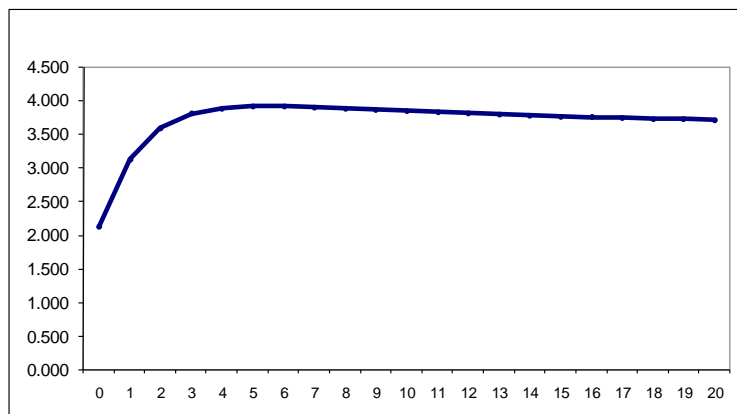


Gráfico 88: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

En cuanto a los efectos sobre el empleo, el aumento del empleo a largo plazo se sitúa en el 6.86% (tabla 77 y gráfico 89), respuesta que, de nuevo, es más lenta que la obtenida en la producción.

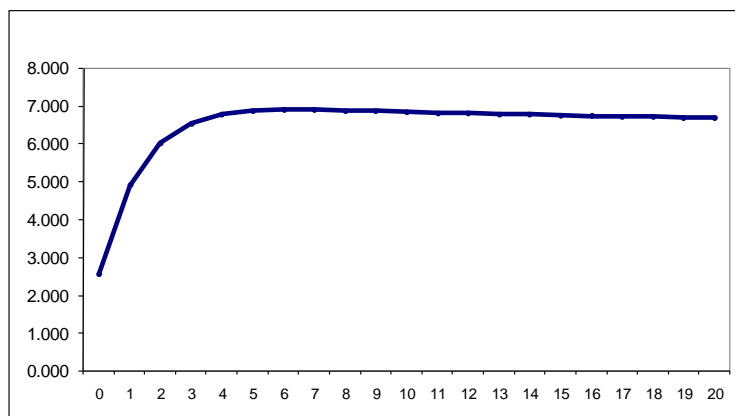


Gráfico 89: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

A diferencia del caso del shock en el stock de capital de Asturias, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel que alcanza el stock de capital del resto de España a largo plazo es de un 2.15%, superior al 1%. Por este motivo se calculan, las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España en la tabla 78.

Tabla 78: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	2.795	0.000	0.000	2.114	2.545
1	1.065	2.577	0.710	1.916	3.009
2	1.149	1.914	0.977	1.863	3.124
3	0.777	1.055	1.078	1.839	3.166
4	0.420	0.532	1.122	1.825	3.183
5	0.206	0.253	1.142	1.816	3.189
6	0.094	0.113	1.152	1.809	3.191
7	0.037	0.044	1.156	1.803	3.191
8	0.009	0.010	1.158	1.798	3.190
20	-0.003	-0.005	1.159	1.793	3.189

En la tabla 78 se observa que el comportamiento de la elasticidad a corto plazo de la producción de Asturias es bastante similar a la del empleo. Mientras que la elasticidad instantánea de la producción es de 2.79%, la elasticidad del empleo instantánea es cero, pero ya en el primer periodo se sitúa en el 2.58%. Dichas elasticidades van decreciendo de forma progresiva hasta anularse en el largo plazo.

Los efectos a corto plazo en el resto de España son similares a los observados en la CA. Así, el efecto instantáneo sobre la producción es ligeramente inferior, 2.11% frente a 2.79%, mientras que el efecto sobre el empleo en el resto de España sí que reacciona de forma instantánea, con una elasticidad del 2.54%. No ocurre lo mismo con los efectos a largo plazo, mientras que los efectos sobre Asturias eran nulos, la elasticidad a largo plazo en el resto de España es positiva y significativa, la producción se sitúa en el 1.79% y la del empleo en el 3.19%.

También se observa una complementariedad entre los capitales de Asturias y del resto de España, ya que la elasticidad a largo plazo del capital de Asturias es de un 1.15%.

Como en el caso del shock en el stock de capital de Asturias, en la tabla 79 se presentan las respuestas de la producción de Asturias (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Asturias (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 79: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	19.706	0.000	0.000	679.213	19.906	1000
1	7.506	0.460	16.290	615.834	23.531	1000
2	8.099	0.341	22.404	598.601	24.426	1000
3	5.477	0.188	24.727	590.889	24.755	1000
4	2.959	0.095	25.739	586.487	24.889	1000
5	1.455	0.045	26.203	583.509	24.941	1000
6	0.660	0.020	26.419	581.233	24.957	1000
7	0.260	0.008	26.520	579.346	24.956	1000
8	0.066	0.002	26.564	577.703	24.948	1000
20	-0.048	-0.002	26.552	566.271	24.837	1000

Como se observa en la tabla 79, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España genera una respuesta cualitativamente similar en la producción y en el empleo. A largo plazo, no tiene efectos y, a corto plazo, dicha inversión genera algo menos de 20 millones de euros de forma instantánea, y en el primer periodo genera 460 empleos. Ambos efectos van decreciendo hasta agotarse en el largo plazo.

En el resto de España también se generan aumentos de la producción y del empleo. En concreto, un aumento instantáneo de la producción de 679 millones y de 566 millones en el largo plazo. En cuanto al empleo, la inversión anterior genera algo más de 19900 empleos de forma instantánea y de algo menos de 25000 en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: Asturias vs resto de España

En el gráfico 90 se representa la evolución de la productividad del trabajo de Asturias y del resto de España durante el periodo muestral. La evolución de ambas productividades es bastante similar, las dos aumentan de forma significativa hasta finales de los años 90, momento a partir del cual prácticamente se estabilizan.

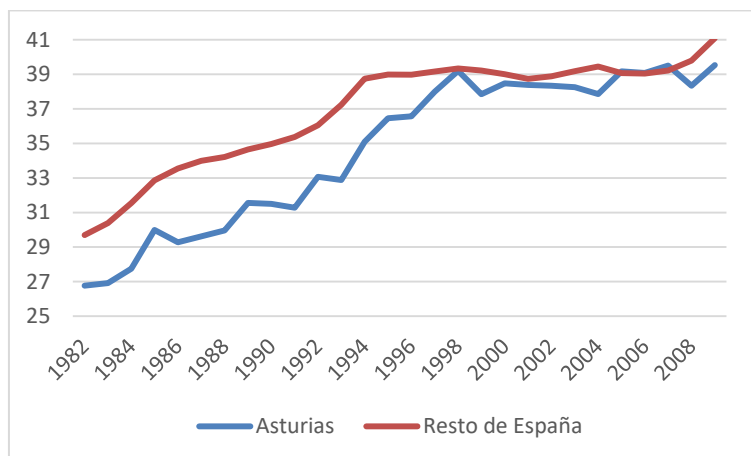


Gráfico 90: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 91 se presenta el ratio de ambas productividades (la denominada productividad relativa). Se observa que, salvo en dos momentos del tiempo, en todos los periodos el ratio es inferior a 1, indicando que la productividad del trabajo en Asturias es menor que la del resto de España. Dicho ratio presenta un mínimo de 0.87 en 1987, punto de máxima diferencia entre ambas productividades. A partir de esa fecha crece hasta alcanzar la convergencia en 2005 momento en el que el ratio toma el valor 1. En los últimos años de la muestra el ratio vuelve a tomar valores inferiores a la unidad, indicando de nuevo una separación entre la productividad de Asturias y la del resto de España.

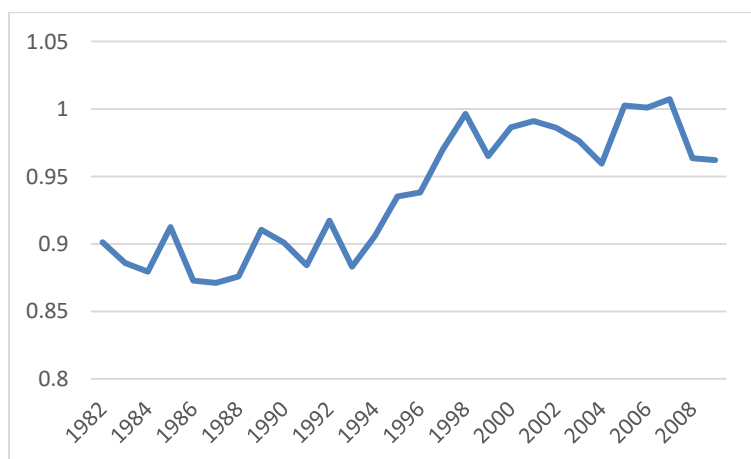


Gráfico 91: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 80 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de Asturias sobre la productividad de Asturias, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 80: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	0.528	1.000	0.528
1	1.058	1.000	1.058
2	1.017	1.000	1.017
3	1.004	1.000	1.004
4	1.001	1.000	1.001
5	1.000	1.000	1.000
6	1.000	1.000	1.000
7	1.000	1.000	1.000
8	1.000	1.000	1.000
20	1.000	1.000	1.000

Como se aprecia en la tabla 80, un aumento del stock de capital de Asturias empeora la productividad de dicha CA de forma instantánea, pero la mejora a partir del primer periodo, hasta volver a los mismos niveles de antes del shock en el quinto periodo. Además de no tener efectos a largo plazo sobre la productividad de la CA, el stock de capital de Asturias tampoco tiene efectos sobre la productividad del resto de España. Estos dos resultados combinados hacen que el stock de capital de Asturias mejore ligeramente la productividad relativa a corto plazo, reduciendo la distancia entre Asturias y el resto de España, pero la deje igual en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 81 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de Asturias, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 81: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	3.795	0.878	4.322
1	0.577	0.727	0.793
2	0.738	0.694	1.062
3	0.865	0.681	1.269
4	0.927	0.675	1.372
5	0.963	0.672	1.432
6	0.983	0.670	1.467
7	0.994	0.669	1.486
8	0.999	0.668	1.496
20	1.002	0.667	1.502

Como se observa en la tabla 81, un aumento del stock de capital del resto de España aumenta la productividad de Asturias de forma instantánea, pero la empeora a partir del primer periodo. Además, el stock de capital empeora, todavía más, la productividad del resto de España en todos los periodos. Debido a que la pérdida de productividad de Asturias es menor que la del resto de España, el efecto del capital del resto de España sobre la productividad relativa es positivo y por tanto, mejora la productividad del trabajo de Asturias respecto al resto de España, disminuyendo la distancia entre ambas productividades.

IV.3.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock en el capital de Asturias y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 82: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	0.00	0.59	3.23	0.85	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1	-0.36	0.68	0.70	3.95	0.85	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	-0.45	0.89	0.73	4.30	0.85	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	-0.48	0.98	0.75	4.41	0.85	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	-0.50	1.00	0.75	4.43	0.85	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	-0.50	1.00	0.75	4.45	0.85	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	-0.50	1.00	0.75	4.45	0.85	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
7	-0.50	1.00	0.75	4.45	0.85	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8	-0.50	1.00	0.75	4.45	0.85	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20	-0.50	1.00	0.75	4.45	0.85	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabla 83: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.41	4.73	0.00	0.00	0.00	0.00	1.05	3.27	1.27	4.05	0.66	1.23
1	0.80	6.20	2.82	6.66	1.64	3.57	1.64	5.30	2.84	8.59	0.95	2.09
2	1.36	7.86	4.48	12.20	2.39	6.07	1.89	6.89	3.39	11.20	1.07	2.82
3	1.02	9.18	5.27	16.50	2.75	7.80	1.98	7.98	3.52	13.41	1.11	3.36
4	0.98	10.39	5.48	19.84	2.80	9.45	1.98	8.48	3.55	15.02	1.14	3.66
5	0.98	11.16	5.55	22.50	2.84	10.48	1.98	8.75	3.55	15.89	1.14	3.93
6	0.95	11.86	5.57	24.00	2.86	11.16	1.95	8.86	3.57	16.66	1.16	4.11
7	0.93	12.34	5.59	25.89	2.86	11.59	1.93	9.16	3.59	17.32	1.16	4.25
8	0.93	12.89	5.61	27.41	2.89	11.84	1.89	9.45	3.61	17.77	1.16	4.39
20	0.91	13.55	5.73	28.70	2.91	13.36	1.89	10.68	3.68	19.39	1.16	4.95

IV.4. Comunidad de Baleares

IV.4.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \ln Y_{ct}$

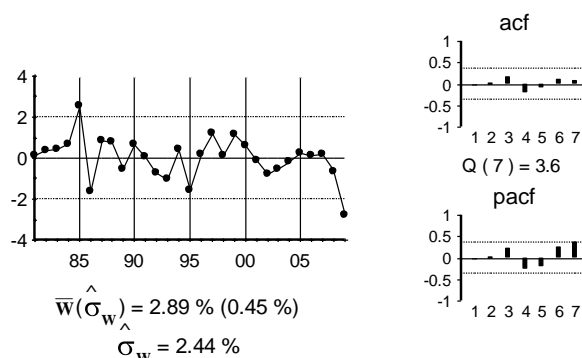


Gráfico 92: Gráfico de y_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$y_{ct} = 0.029 + \hat{a}_t$$

(0.005)

Y los residuos de dicha estimación:

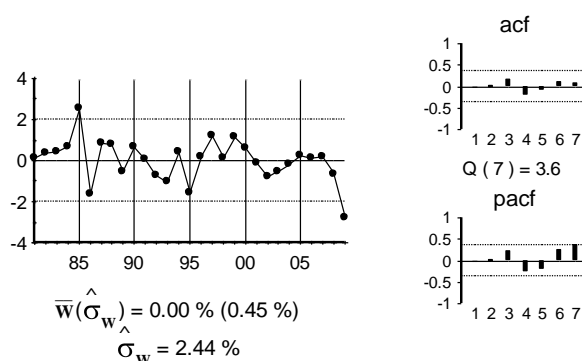


Gráfico 93: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF sin retardos, ya que la serie original es un paseo aleatorio.

Tabla 84: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
0	-4.45	0.00	-3.69	-2.97	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

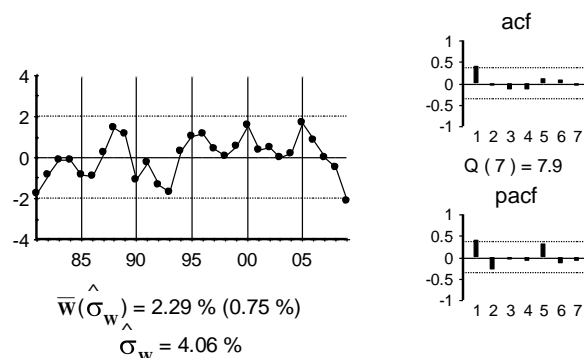


Gráfico 94: Gráfico de l_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.45B)(l_{ct} - 0.025) = \hat{a}_t$$

(0.19) (0.13)

Y los residuos de dicha estimación:

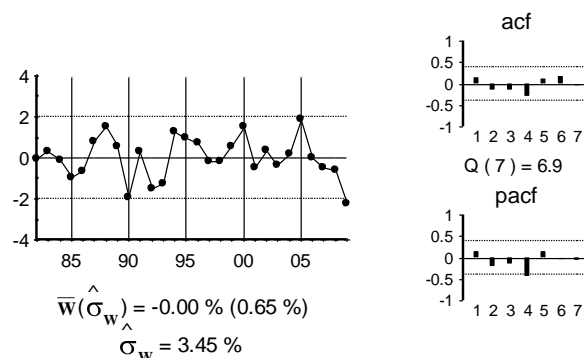


Gráfico 95: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original es un autorregresivo de orden 1.

Tabla 85: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-3.42	0.02	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$

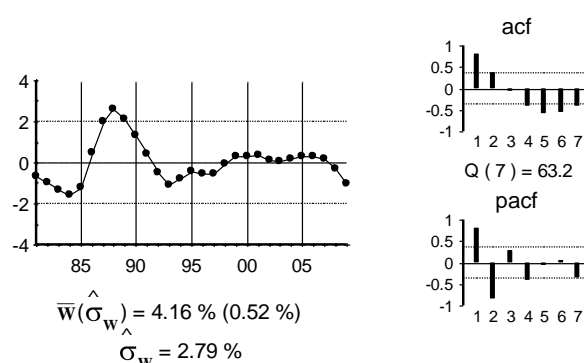


Gráfico 96: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$

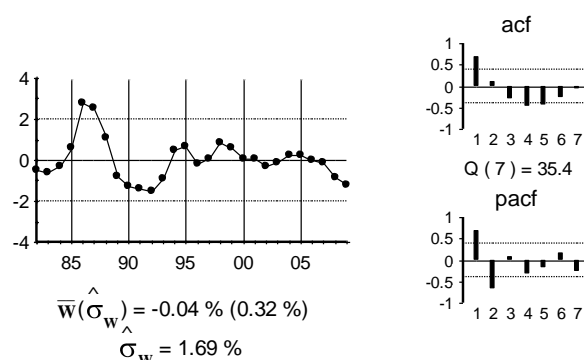


Gráfico 97: Gráfico de ∇k_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior es:

$$(1 - \underset{(0.15)}{1.16B} + \underset{(0.15)}{0.68B^2}) \nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

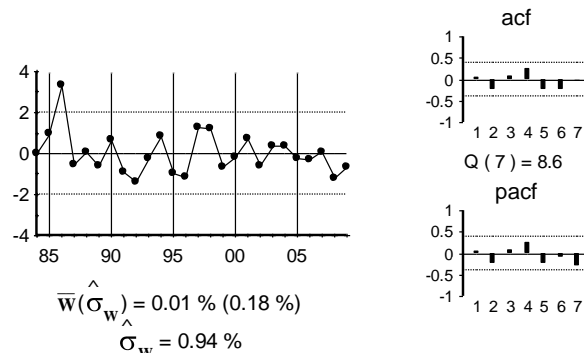


Gráfico 98: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 2.

Tabla 86: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.26	0.19	-3.77	-3.00	-2.64
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \ln Y_{et}$

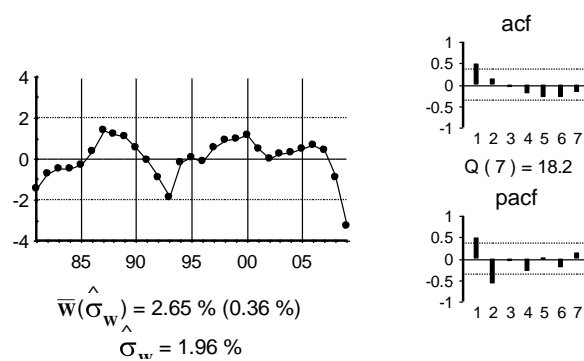


Gráfico 99: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \text{Ln} Y_{et}$

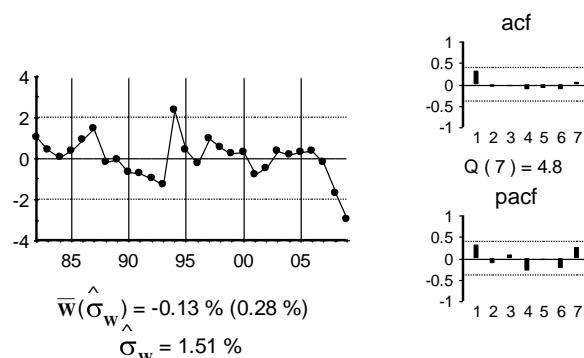


Gráfico 100: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.44 B) \nabla y_{et} = \hat{a}_t$$

(0.22)

Y los residuos de dicha estimación:

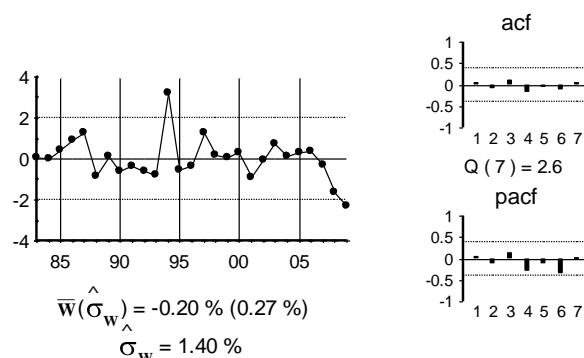


Gráfico 101: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, al tener la serie original una raíz unitaria y seguir un autorregresivo de orden 1.

Tabla 87: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.61	0.46	-3.74	-2.99	-2.64
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

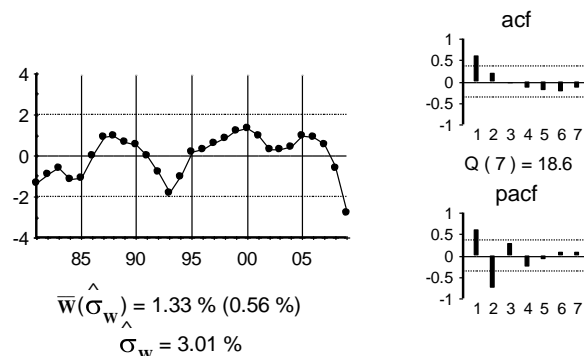


Gráfico 102: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \ln L_{et}$

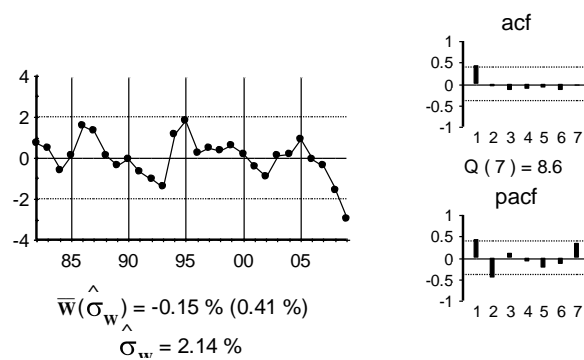


Gráfico 103: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.63B) \nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

(0.20)

Y los residuos de dicha estimación:

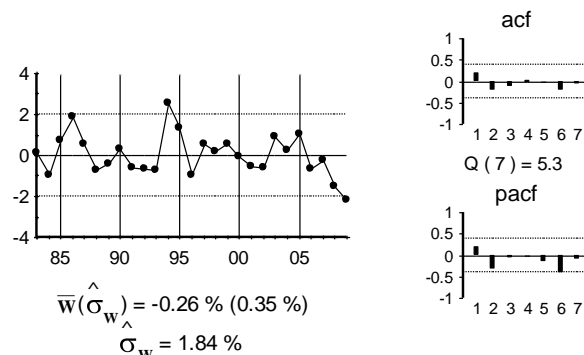


Gráfico 104: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retados, por tener la serie original una raíz unitaria y seguir un autorregresivo 1.

Tabla 88: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-2.44	0.14	-3.74	-2.99	-2.64
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

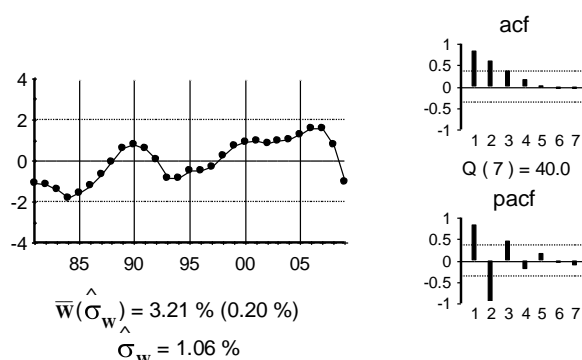


Gráfico 105: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \ln K_{et}$

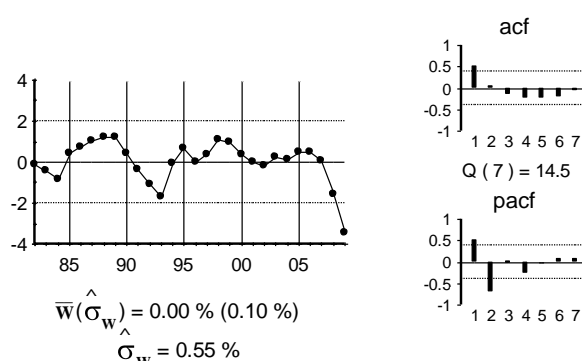


Gráfico 106: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - \underset{(0.21)}{1.25}B + \underset{(0.24)}{0.70}B^2)\nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

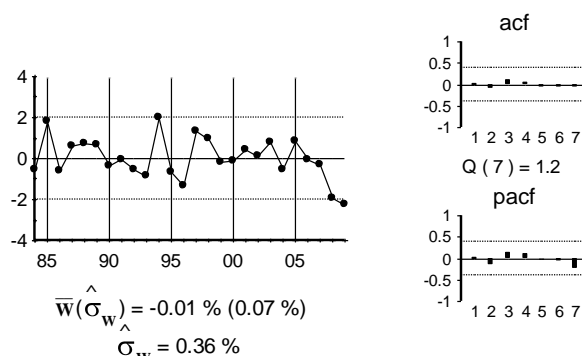


Gráfico 107: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, al tener la serie original una raíz unitaria y seguir un autorregresivo de orden 2.

Tabla 89: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-0.70	0.83	-3.77	-3.00	-2.64
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.4.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 90: Método de Engle y Granger - CA

	p=0	p=1	p=2
Y_{ct}	-2.77	-2.54	-2.37
L_{ct}	-2.17	-2.11	-1.89
k_{ct}	-1.48	-2.60	-3.08

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

El método de Engle y Granger indica que no hay relaciones de cointegración entre Y_{ct} y L_{ct} y el resto de las variables, pero sí entre k_{ct} y el resto de las variables. No obstante, el análisis gráfico contradice este resultado, ya que como se puede apreciar en el siguiente gráfico, esta posible relación de cointegración no tiene apariencia estacionaria:

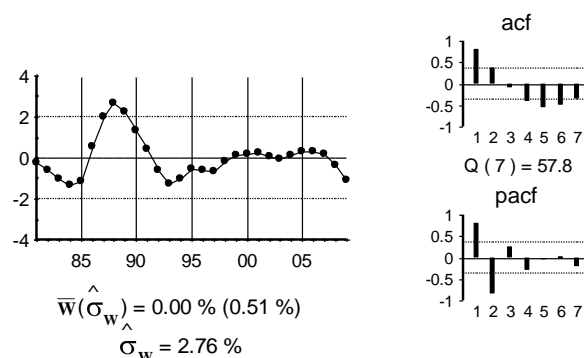


Gráfico 108: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$

Por lo tanto, se concluye que no se encuentran relaciones de cointegración por el método de Engle y Granger. Para confirmar la ausencia de relaciones de cointegración, se aplica adicionalmente el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado de este contraste, el cual indica que no hay relaciones de cointegración entre las variables de la CA.

Tabla 91: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas Y_{ct}, L_{ct} y k_{ct}				
H_0 : N° de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna	20.94	0.36	14.25	0.34
como mucho 1	6.69	0.61	6.62	0.53
como mucho 2	0.07	0.79	0.07	0.79
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez comprobado que no existen relaciones de cointegración entre las variables de la CA, se buscan posibles relaciones de cointegración entre las variables del resto de España.

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 92: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-4.22	-3.73	-2.73
l_{et}	-4.07	-3.74	-2.77
k_{et}	-2.64	-2.63	-2.21

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

La tabla anterior muestra dos relaciones de cointegración, una entre y_{et} y el resto de variables, y otra entre l_{et} y el resto de variables.

Tabla 93: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.73	-1.17	-1.05
k_{et}	-2.67	-1.91	-1.18
k_{et}^*	-3.27	-2.35	-1.62

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

La tabla anterior muestra el ADF de los residuos de la regresión de y_{et} con el resto de variables, excluyéndolas una a una. Los resultados de la misma indican que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración pero no la variable k_{et} .

Tabla 94: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-0.73	-2.00	-1.28
k_{et}	-2.69	-2.14	-1.47

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

La tabla anterior muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{et} con el resto, excluyéndolas una a una. Se aprecia que la variable y_{et} debe estar en la relación de cointegración, pero no así la variable k_{et} .

Por lo tanto se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.020 + 0.55l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.001) (0.05)

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

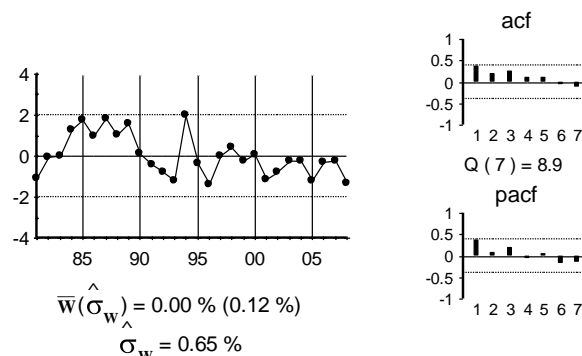


Gráfico 109: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar dicha relación de cointegración, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado de este contraste, para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 95: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et}, l_{et} y k_{et}				
H_0 : Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	20.07	0.05	17.14	0.02
como mucho 1	2.75	0.13	9.16	0.63
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración entre la producción y el empleo del resto de España. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - 0.55l_{et} \quad (0.05)$$

Esta relación se presenta en el gráfico siguiente:

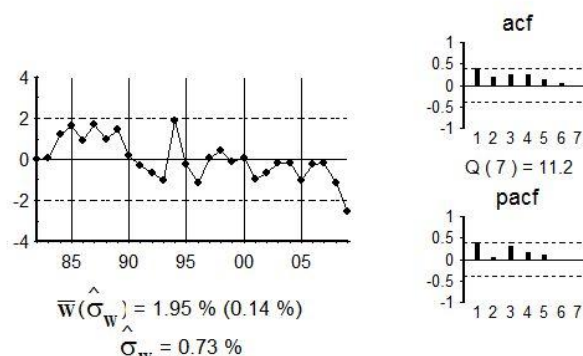


Gráfico 110: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

El método de Johansen lleva a la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger y, además, tiene una interpretación económica clara, lo que confirma la existencia de dicha relación de cointegración

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y se tiene que:

$$ecm1_t = y_{et} - 0.55l_{et}$$

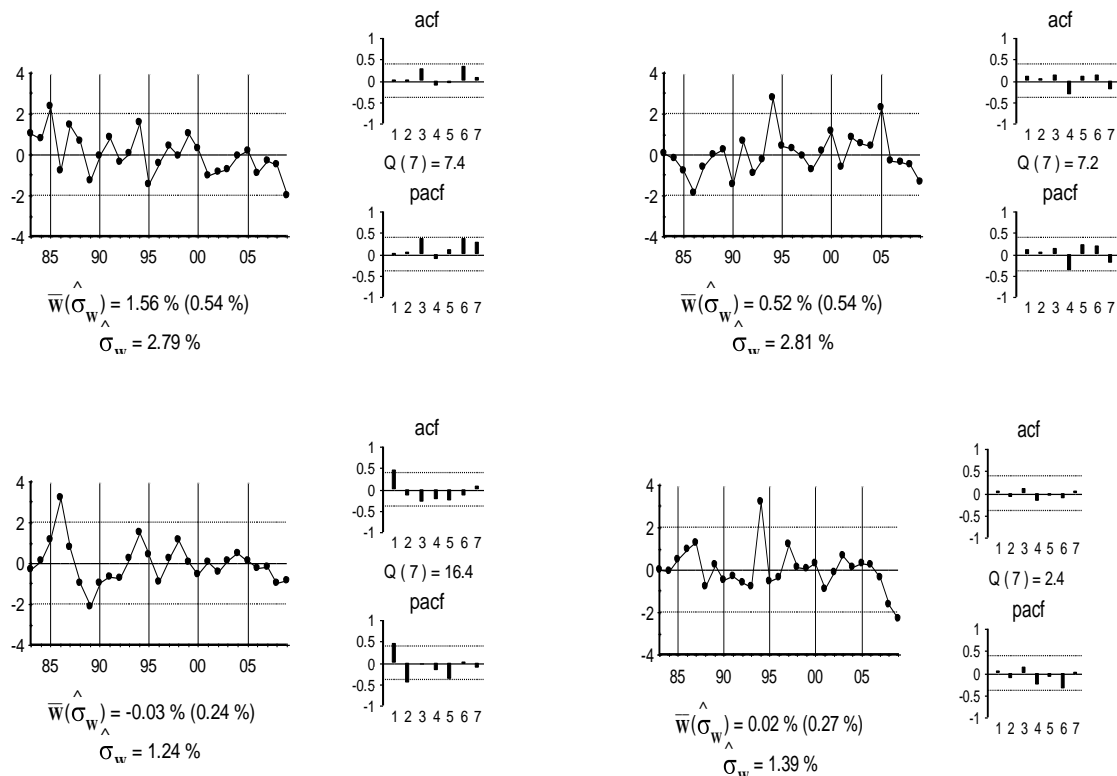
IV.4.3. Modelo multivariante

Con la relación de cointegración obtenida por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados se presentan en la tabla siguiente:

Tabla 96: Resultados del modelo multivariante

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0	0	0	0	0	0
ecm_{t-1}	0	0	0	-0.113 (0.049)	0	0
y_{ct-1}	0	0.319 (0.133)	0	0	0	0
l_{ct-1}	0.448 (0.114)	0.376 (0.114)	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0.672 (0.386)	0.705 (0.111)	0	0	0
∇y_{et-1}	0	0	0	0.485 (0.157)	1.085 (0.200)	0.278 (0.064)
∇l_{et-1}	0	0.704 (0.363)	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	0	0	0	0	0

Los residuos y la FCC se presentan en los gráficos siguientes.



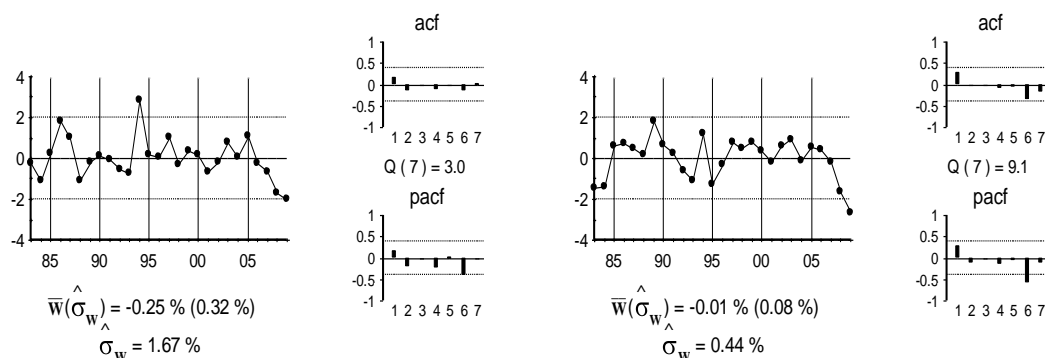


Gráfico 111: Gráfico de los residuos

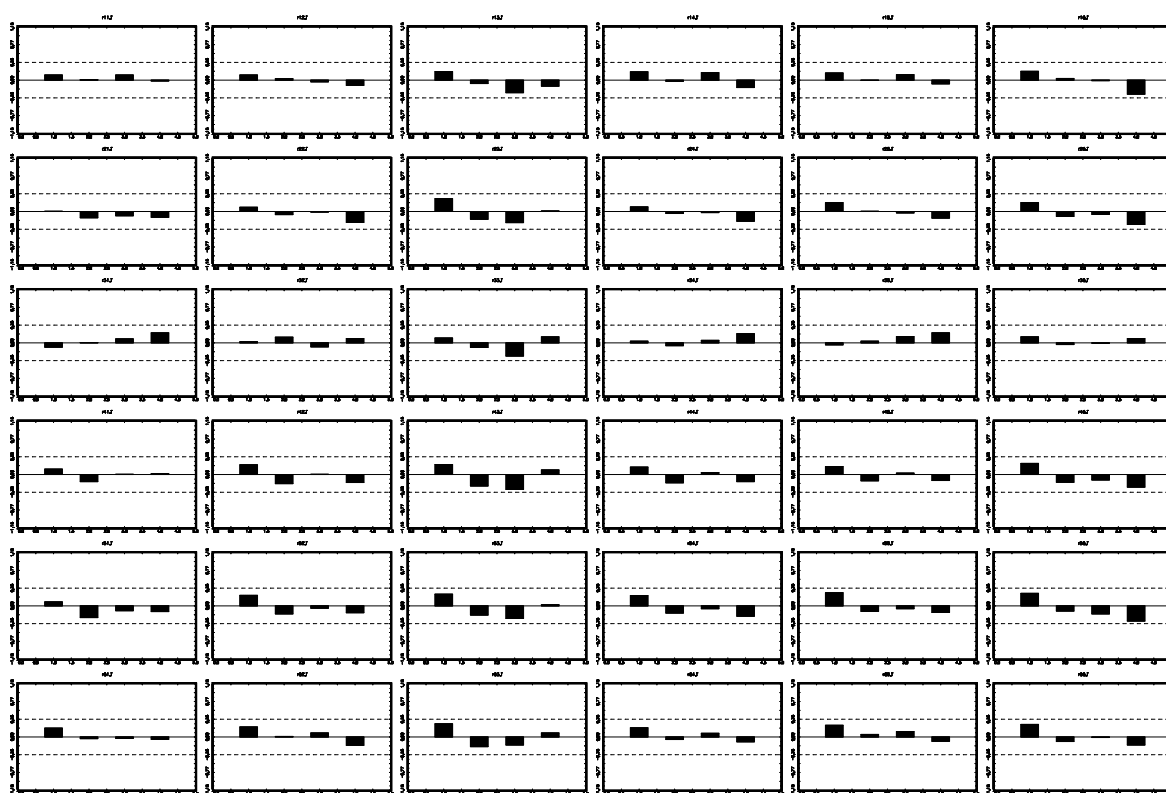


Gráfico 112: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la siguiente tabla.

Tabla 97: Correlaciones instantáneas

1.00	0.31	0.24	0.47	0.25	0.23
0.31	1.00	-0.07	0.46	0.41	0.29
0.24	-0.07	1.00	0.56	0.61	0.17
0.47	0.46	0.56	1.00	0.89	0.69
0.25	0.41	0.61	0.89	1.00	0.67
0.23	0.29	0.17	0.69	0.67	1.00

Se observa que hay correlaciones grandes entre el capital del resto de España y la producción y el empleo del resto de España. Se modelizan a partir de los supuestos del marco teórico, especificando que el capital es el que afecta al resto de variables.

Con dichos supuestos se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 98: Matriz V

1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	-2.18
0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	-2.57
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 99: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	0.15	0.23	0.44	0.24	0.03
0.15	1.00	-0.15	0.33	0.31	0.16
0.23	-0.15	1.00	0.59	0.66	0.02
0.44	0.33	0.59	1.00	0.82	-0.16
0.24	0.31	0.66	0.82	1.00	-0.12
0.03	0.16	0.02	-0.16	-0.12	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 100: Resultados del modelo estructural

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0	0	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	-0.113	0	0
y_{ct-1}	0	0.319	0	0	0	0
l_{ct-1}	0.448	0.376	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0.672	0.705	0	0	0
∇y_{et-1}	0	0	0	-0.122	0.371	0.278
∇l_{et-1}	0	0.704	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct}	0	0.805	0	0	0	0
∇k_{et}	0	0	0	2.182	2.568	0

IV.4.4. Función de respuesta al impulso

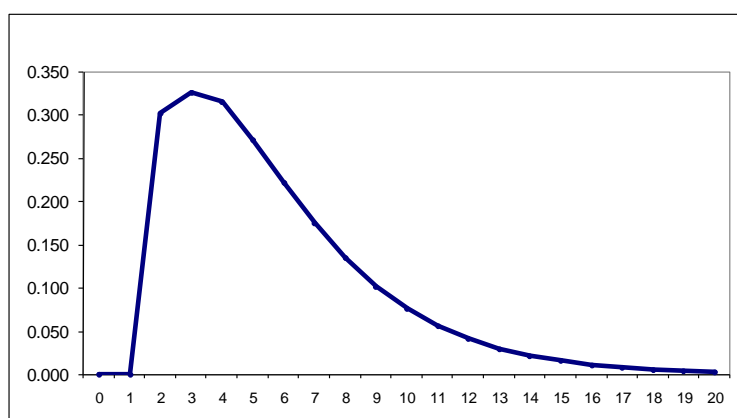
Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de Baleares

En la tabla 101 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de Baleares. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 101: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
1	0.000	0.672	1.705	0.000	0.000	0.000
2	0.301	0.726	2.202	0.000	0.000	0.000
3	0.325	0.703	2.552	0.000	0.000	0.000
4	0.315	0.604	2.799	0.000	0.000	0.000
5	0.270	0.493	2.974	0.000	0.000	0.000
6	0.221	0.389	3.096	0.000	0.000	0.000
7	0.174	0.299	3.183	0.000	0.000	0.000
8	0.134	0.226	3.244	0.000	0.000	0.000
20	0.004	0.007	3.387	0.000	0.000	0.000

Como se observa en la tabla 101, así como en los gráficos 113 y 114, los efectos de un aumento permanente del 1% del stock de capital de Baleares son solo significativos a corto plazo, ya que desaparecen en el largo plazo. La producción no reacciona ni de forma instantánea ni en el primer periodo, pero en el segundo periodo aumenta un 0.30%, alcanzando su máximo en el tercer periodo con una respuesta del 0.32%. A partir de ese momento, el aumento de la producción decrece de forma progresiva hasta desaparecer en el largo plazo (en el periodo 20).

**Gráfico 113: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}**

En lo que respecta a los efectos sobre el empleo, éste tampoco reacciona de forma instantánea, pero en el primer periodo aumenta un 0.67% y en el segundo el aumento se sitúa en su valor máximo, un 0.73%, momento a partir del cual se va reduciendo hasta agotarse la respuesta en el largo plazo (en el periodo 20).

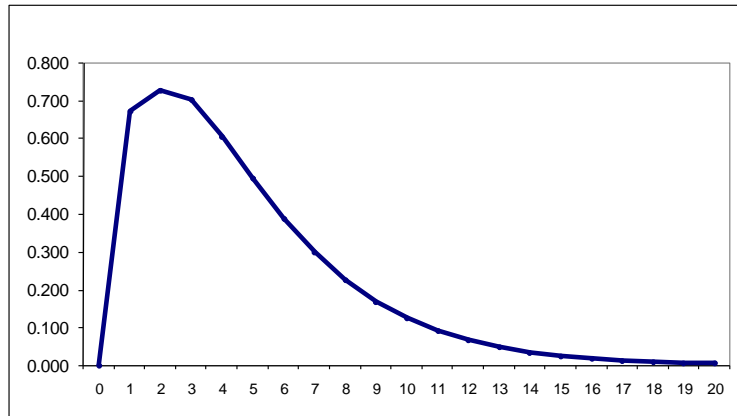


Gráfico 114: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

No existe ningún efecto rebosamiento del stock de capital de Baleares hacia el resto de España (tabla 101), ya que un aumento permanente de dicho stock no produce ningún tipo de efecto sobre la producción o el empleo del resto de CCAA.

El nivel del stock de capital no permanece constante (un 1% sobre el stock de capital inicial) sino que, a largo plazo, se sitúa un 3.39 % sobre el stock inicial. Esto es debido a las relaciones de retroalimentación que se detectan entre dicho stock y el resto de variables. Estas relaciones hacen que los aumentos de capital lleven a aumentos futuros de producción y empleo, y éstos, a su vez, a aumentos futuros de capital.

Debido a que las respuestas de todas estas variables están “contaminadas” por la retroalimentación del stock de capital de Baleares, resulta conveniente calcular el concepto estándar de elasticidad, esto es, lo que porcentualmente aumenta una variable (al cabo de un periodo determinado) al aumentar el stock de capital de Baleares un 1% (durante dicho periodo).

Las elasticidades, a distintos periodos, de la producción en Baleares, el empleo en Baleares, la producción en el resto de España, el empleo en el resto de España y el stock de capital en el resto de España se presentan en la tabla 102.

Tabla 102: Elasticidades respecto a K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1	0.000	0.394	0.000	0.000	0.000
2	0.137	0.330	0.000	0.000	0.000
3	0.128	0.275	0.000	0.000	0.000
4	0.113	0.216	0.000	0.000	0.000
5	0.091	0.166	0.000	0.000	0.000

6	0.071	0.126	0.000	0.000	0.000
7	0.055	0.094	0.000	0.000	0.000
8	0.041	0.070	0.000	0.000	0.000
20	0.001	0.002	0.000	0.000	0.000

Como se constata en la tabla 102, la elasticidad de la producción es nula hasta el segundo periodo, donde alcanza el 0.14%, mientras que el empleo tampoco reacciona de forma instantánea, pero sí lo hace en el primer periodo con una elasticidad de 0.39%. Dichas elasticidades van disminuyendo hasta alcanzar su valor del largo plazo, el 0%. En cuanto a las elasticidades de la producción y el empleo del resto de España, son 0% en todos los periodos.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 103 se presentan las respuestas de la producción de Baleares (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Baleares (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de Baleares.

Tabla 103: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	1000	0.000	0.000	0.000
1	0.000	2.977	1000	0.000	0.000	0.000
2	40.264	2.491	1000	0.000	0.000	0.000
3	37.550	2.081	1000	0.000	0.000	0.000
4	33.141	1.629	1000	0.000	0.000	0.000
5	26.785	1.253	1000	0.000	0.000	0.000
6	21.027	0.948	1000	0.000	0.000	0.000
7	16.119	0.710	1000	0.000	0.000	0.000
8	12.171	0.527	1000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1000	0.000	0.000	0.000

Como se aprecia en la tabla 103, un aumento de 1000 millones en el stock de capital de Baleares, genera un incremento de la producción de Baleares en el segundo periodo de algo más 40 millones de euros, y de 2977 empleos en el primer periodo. Dichos efectos no son permanentes, a partir del segundo periodo el efecto se va haciendo cada vez menor hasta desaparecer en el periodo veinte. Los efectos sobre el resto de España son aún menos importantes, ya que la inversión en el capital de Baleares no genera en el resto de España ni un euro ni un empleo, ni a corto ni a largo plazo.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 104 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 104: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	0.000	2.182	2.568	1.000
1	0.000	1.808	0.000	3.153	4.935	1.607
2	0.810	2.346	0.000	3.575	5.989	1.877
3	1.051	1.882	0.000	3.747	6.447	1.994
4	0.843	1.365	0.000	3.808	6.634	2.042
5	0.612	0.914	0.000	3.820	6.700	2.059
6	0.410	0.585	0.000	3.810	6.713	2.062
7	0.262	0.360	0.000	3.792	6.702	2.059
8	0.161	0.212	0.000	3.771	6.683	2.054
20	0.095	0.117	0.000	3.751	6.660	2.048

Como se observa en la tabla 104, así como en los gráficos 115 y 116, un aumento permanente del stock de capital del resto de España no produce efectos a largo plazo ni sobre la producción ni sobre el empleo de Baleares, al igual que ocurría con el capital de Baleares, los efectos son solo a corto plazo.

Ante una inversión en el resto de España la producción de Baleares tarda dos periodos en empezar a reaccionar, con un aumento de 0.81%, alcanzando su máximo de 1.05% en el tercer periodo. Por su parte, el empleo reacciona en el primer periodo con un aumento del 1.81%, alcanzando el máximo efecto en el segundo periodo (2.35%). A partir de ese momento, dichos efectos se van reduciendo de forma progresiva hasta agotarse la respuesta de la producción en el periodo catorce y la del empleo un poco antes, en el duodécimo periodo.

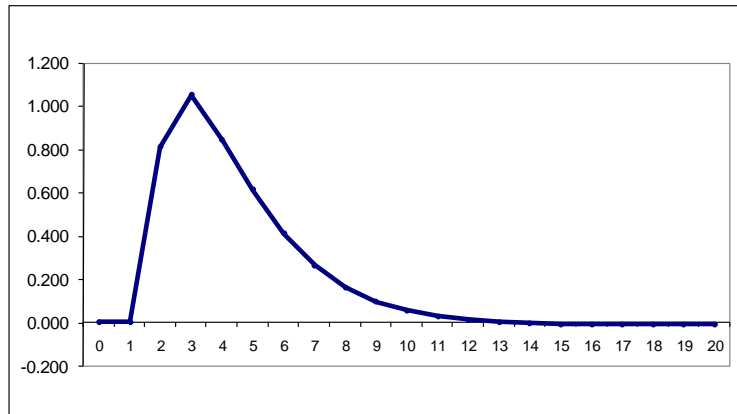


Gráfico 115: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

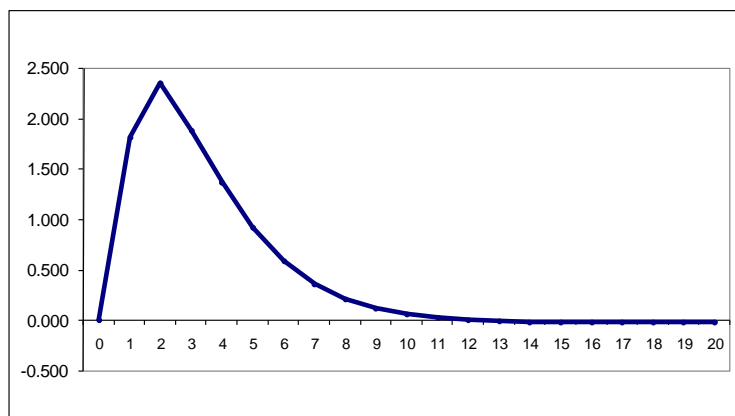


Gráfico 116: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}

En cuanto a los efectos en el resto de España, un aumento del stock de capital del resto de España produce un incremento a largo plazo de la producción del resto de España del 3.75% (tabla 104 y gráfico 117), efecto que, prácticamente, se genera en tan solo tres periodos.

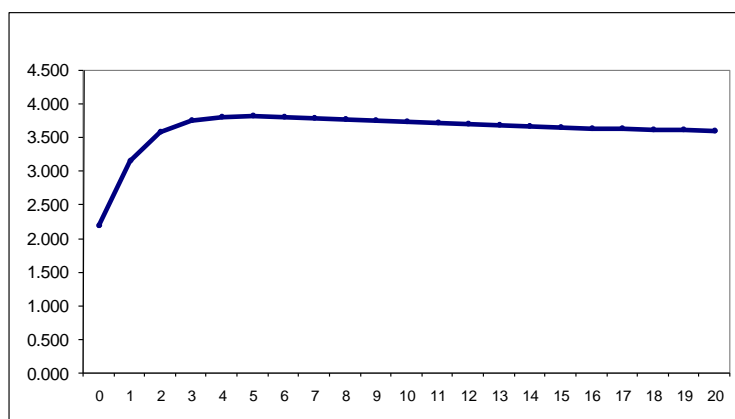


Gráfico 117: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también produce aumentos a largo plazo del empleo del resto de España (tabla 104 y gráfico 118). En concreto, el aumento del empleo a largo plazo se sitúa en el 6.66%, respuesta que de nuevo, es más lenta que obtenida en la producción.

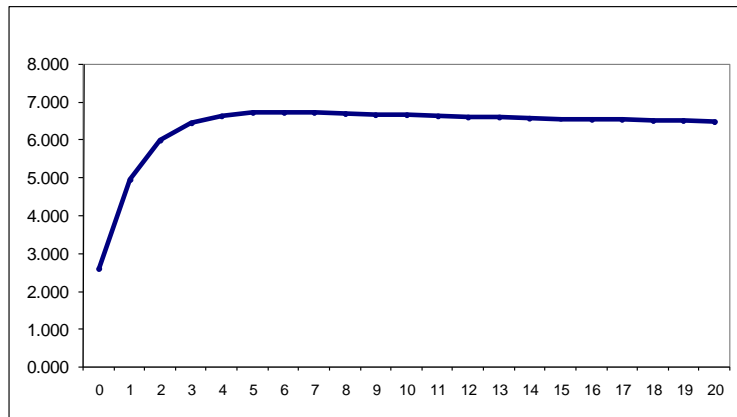


Gráfico 118: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Al igual que ocurría en el caso del shock en el stock de capital de Baleares, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel, a largo plazo, que alcanza el stock de capital del resto de España es de un 2.05%, superior al 1%. Por este motivo se calculan, las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España en la tabla 105.

Tabla 105: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	0.000	0.000	0.000	2.182	2.568
1	0.000	1.125	0.000	1.963	3.072
2	0.432	1.250	0.000	1.905	3.192
3	0.527	0.944	0.000	1.880	3.233
4	0.413	0.669	0.000	1.865	3.249
5	0.297	0.444	0.000	1.855	3.255
6	0.199	0.284	0.000	1.848	3.256
7	0.127	0.175	0.000	1.842	3.255
8	0.078	0.103	0.000	1.836	3.253
20	0.046	0.057	0.000	1.831	3.251

En la tabla 105 se observa que el comportamiento de las elasticidades de la producción y el empleo es bastante similar. Mientras que la elasticidad de la producción de Baleares aumenta en el segundo periodo un 0.43%, tras un ligero repunte en el siguiente periodo, va decreciendo de forma progresiva hasta el 0% de largo plazo. Respecto al empleo, tras situarse en el 1.12% en el primer periodo, decrece de forma progresiva hasta situarse en el 0% en el largo plazo.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, las elasticidades a corto plazo del resto de España son superiores a las de la propia CA. Mientras que la elasticidad instantánea de la producción de Baleares es de 2.18%, la del empleo del resto de España se sitúa en el 2.57%. Además, dicho stock de capital produce efectos a largo plazo, a diferencia de lo que ocurría con el capital de Baleares, así la elasticidad a largo plazo toma el valor de 1.83% para la producción y 3.25% para el empleo.

En esta Comunidad los aumentos del stock de capital del resto de España no tienen efectos positivos sobre el nivel del stock de capital de Baleares, ni a corto ni a largo plazo.

Como en el caso del shock en el stock de capital de Baleares, en la tabla 106 se presentan las respuestas de la producción de Baleares (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Baleares (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 106: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	0.000	702	20.099	1000
1	0.000	0.230	0.000	631	24.043	1000
2	3.436	0.255	0.000	613	24.979	1000
3	4.197	0.193	0.000	605	25.306	1000
4	3.288	0.136	0.000	600	25.429	1000
5	2.365	0.091	0.000	597	25.471	1000
6	1.581	0.058	0.000	595	25.479	1000
7	1.014	0.036	0.000	593	25.472	1000
8	0.624	0.021	0.000	591	25.460	1000
20	0.000	0.000	0.000	578	25.329	1000

Como se aprecia en la tabla 106, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España no genera aumentos a largo plazo en la producción de Baleares. Dicha inversión genera 3.5 millones de euros en el segundo periodo, cantidad que va decreciendo hasta el octavo periodo, momento en el que se agota la respuesta. La respuesta del empleo es cualitativamente similar, ya que en el primer periodo genera 230 empleos y decrece de forma progresiva hasta agotarse la respuesta en el octavo periodo y, por lo tanto, generando 0 empleos a largo plazo.

En el resto de España también se generan aumentos de la producción y del empleo. En concreto, genera un aumento instantáneo de la producción de 702 millones y de 578 millones en el largo plazo. En cuanto al empleo, la inversión anterior genera algo más de 20000 empleos de forma instantánea y de algo más de 25000 en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: Baleares vs resto de España

El gráfico 119 representa la evolución de la productividad del trabajo de Baleares y del resto de España durante el periodo muestral. Se observa que ambas productividades tienden a aumentar hasta mediados de los años 90. A partir de ese momento, mientras que la productividad de Baleares empieza a decrecer hasta el final de la muestra, la del resto de España permanece más o menos estable.

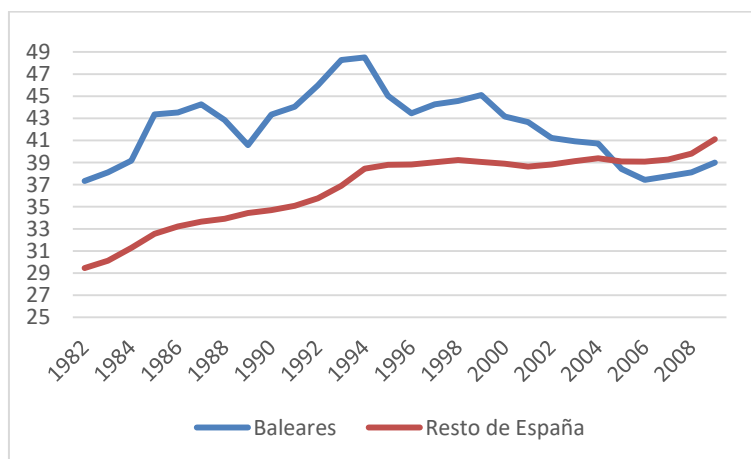


Gráfico 119: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 120 se representa el ratio de ambas productividades (la productividad relativa). Se observa como la productividad relativa de Baleares muestra una tendencia decreciente. Dicho ratio hasta el año 2004 era superior a 1, por lo que la productividad del trabajo en Baleares era mayor que la del resto de España. A partir de ese momento, el ratio empieza a tomar valores inferiores a la unidad, lo que indica que la productividad de Baleares es inferior a la del resto de España.

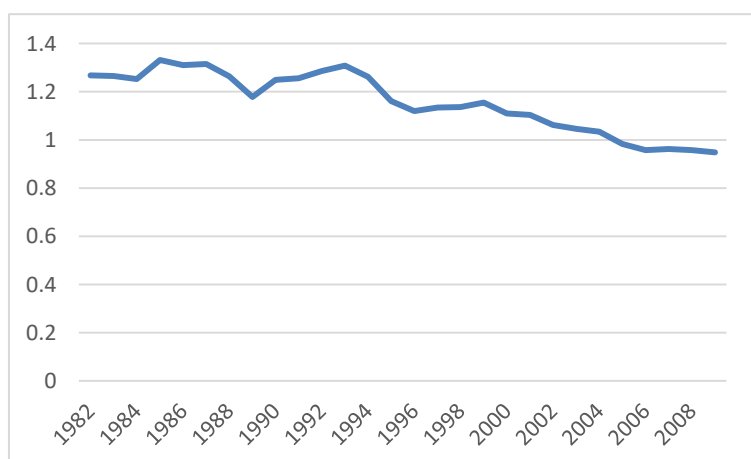


Gráfico 120: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 107 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de Baleares sobre la productividad de Baleares, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 107: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	1.000	1.000	1.000
1	0.717	1.000	0.717
2	0.855	1.000	0.855
3	0.884	1.000	0.884
4	0.915	1.000	0.915
5	0.936	1.000	0.936
6	0.952	1.000	0.952
7	0.964	1.000	0.964
8	0.973	1.000	0.973
20	0.999	1.000	0.999

Como se aprecia en la tabla 107, un aumento del stock de capital de Baleares reduce la productividad de Baleares a partir del primer periodo y no tiene efectos sobre la productividad del trabajo en el resto de España. En consecuencia, dicho stock de capital empeora la productividad relativa de Baleares y por tanto, la distancia entre Baleares y el resto de España se incrementa en el corto plazo y se mantiene igual en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 108 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de Baleares, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 108: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	1.000	0.892	1.121
1	0.471	0.728	0.647
2	0.636	0.693	0.918
3	0.786	0.680	1.155
4	0.847	0.674	1.256
5	0.898	0.671	1.338
6	0.934	0.669	1.395
7	0.960	0.668	1.437
8	0.978	0.667	1.466
20	0.990	0.666	1.486

Como se observa en la tabla 108, un aumento del stock de capital del resto de España empeora la productividad de Baleares a partir del primer periodo y la del resto de España en todos los periodos. Como la productividad de Baleares es menor que la del resto de España, y en los dos primeros periodos empeora más la productividad de Baleares que la del resto de España, se concluye que a corto plazo el stock de capital del resto de España aumenta la diferencia entre Baleares y el resto de España. Por otro lado, como a partir del tercer periodo empeora más la del resto de España que la de Baleares, se concluye que en el largo plazo el stock de capital del resto de España disminuye dicha distancia.

IV.4.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock en el capital de Baleares y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 109: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{ct}		∇L_{ct}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.63	1.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1	0.00	0.00	-1.89	3.86	0.96	2.35	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	-0.59	1.34	-0.98	1.93	1.11	3.10	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	-0.36	0.70	-1.50	2.02	1.15	3.76	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	-0.41	0.80	-1.05	1.52	1.19	4.19	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	-0.27	0.50	-0.93	1.18	1.20	4.59	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	-0.20	0.36	-0.75	0.86	1.20	4.97	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
7	-0.14	0.20	-0.59	0.66	1.21	5.28	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8	-0.09	0.27	-0.50	0.48	1.21	5.52	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20	-0.05	0.02	-0.16	0.18	1.21	6.49	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabla 110: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{ct}		∇L_{ct}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.77	3.57	0.89	3.93	0.66	1.34
1	0.00	0.00	0.05	4.70	0.00	0.00	0.95	4.34	1.61	6.77	0.86	2.07
2	0.00	1.73	0.09	8.11	0.00	0.00	0.98	4.80	1.70	7.98	0.86	2.32
3	0.02	3.02	0.11	10.50	0.00	0.00	0.98	4.82	1.73	8.43	0.86	2.45
4	0.02	3.82	0.14	11.77	0.00	0.00	0.98	4.80	1.73	8.45	0.86	2.48
5	0.02	4.34	0.14	12.43	0.00	0.00	0.98	4.75	1.73	8.41	0.86	2.48
6	0.02	4.66	0.14	12.75	0.00	0.00	0.95	4.73	1.73	8.34	0.86	2.45
7	0.02	4.86	0.14	13.11	0.00	0.00	0.93	4.73	1.73	8.30	0.86	2.45
8	0.02	4.98	0.14	13.32	0.00	0.00	0.91	4.68	1.73	8.30	0.86	2.43
20	0.02	4.95	0.14	13.32	0.00	0.00	0.93	4.59	1.75	8.36	0.86	2.41

IV.5. Comunidad de Canarias

IV.5.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \ln Y_{ct}$

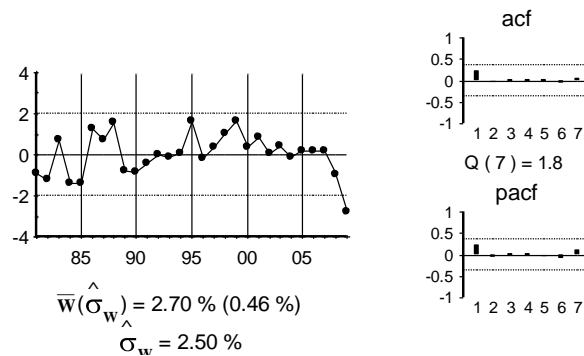


Gráfico 121: Gráfico de y_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(y_{ct} - 0.027) = \hat{a}_t$$

(0.005)

Y los residuos de dicha estimación:

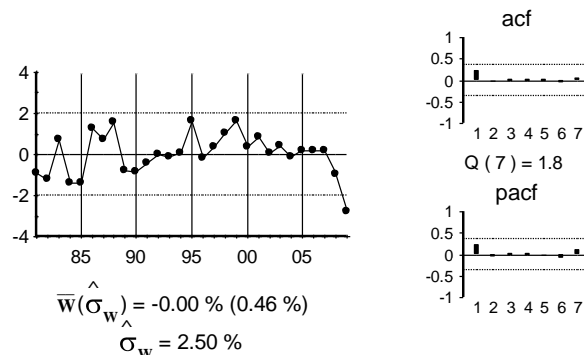


Gráfico 122: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF sin retardos, ya que la serie original es un paseo aleatorio.

Tabla 111: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
0	-3.16	0.03	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

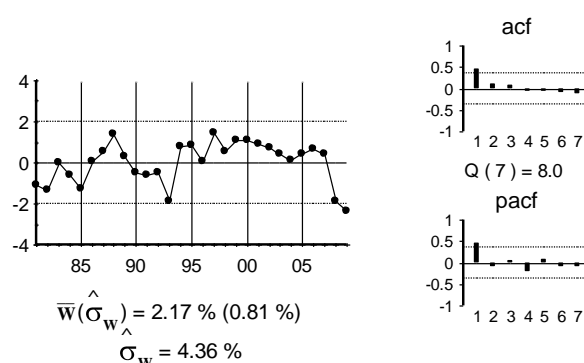


Gráfico 123: Gráfico de l_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.65B)l_{ct} = \hat{a}_t$$

(0.16)

Y los residuos de dicha estimación:

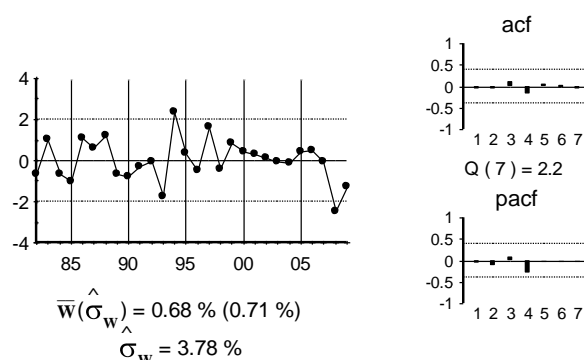


Gráfico 124: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, al seguir la serie un autorregresivo de orden 1.

Tabla 112: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.29	0.18	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Aunque el test ADF indica que esta serie es estacionaria al 82% de confianza y no a los niveles de confianza habituales, se decide considerarla estacionaria, ya que la producción y el empleo deben tener el mismo orden de integración, y la producción es claramente $I(1)$, mientras que el empleo puede ser $I(1)$ ó $I(2)$.

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$

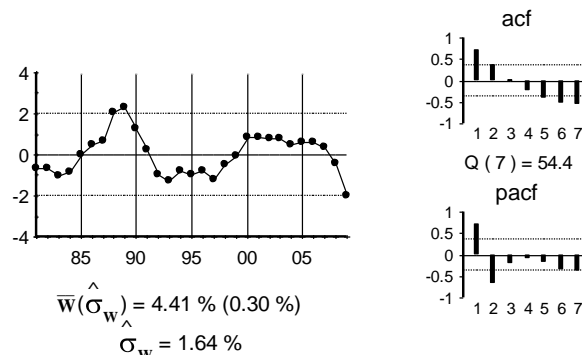


Gráfico 125: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$

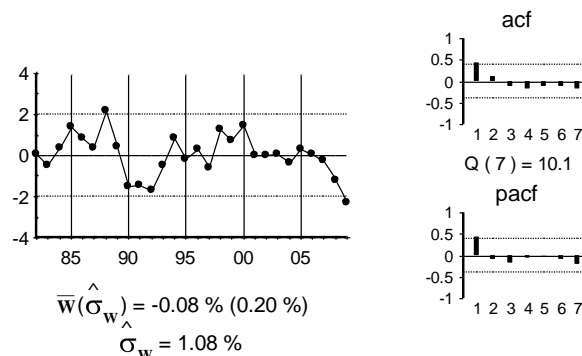


Gráfico 126: Gráfico de ∇k_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.52B) \nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

(0.19)

Y los residuos de dicha estimación:

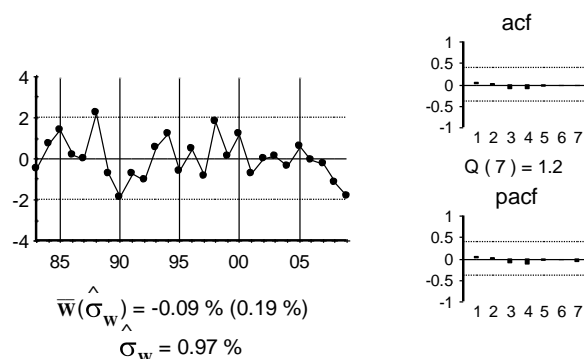


Gráfico 127: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, al tener la serie una raíz unitaria y seguir un autorregresivo de orden 1.

Tabla 113: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-2.74	0.08	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \ln Y_{et}$

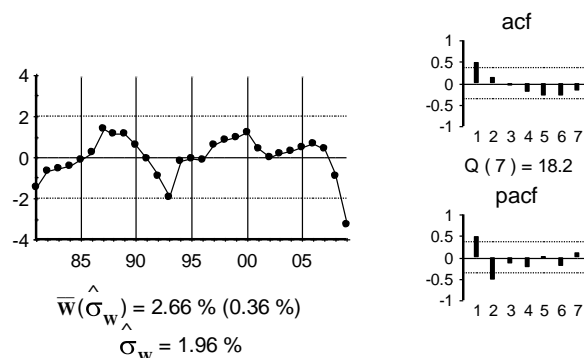


Gráfico 128: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \text{Ln} Y_{et}$

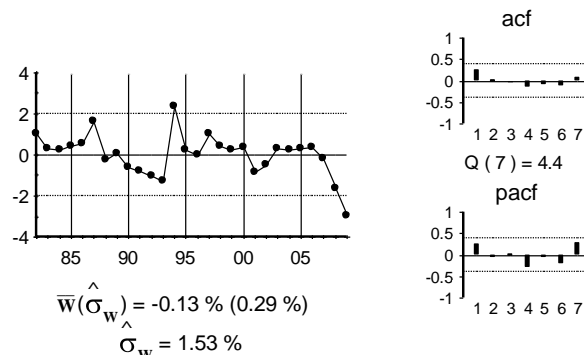


Gráfico 129: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla y_{et} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original es un paseo aleatorio y tiene una raíz unitaria.

Tabla 114: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-1.20	0.66	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \text{Ln} L_{et}$

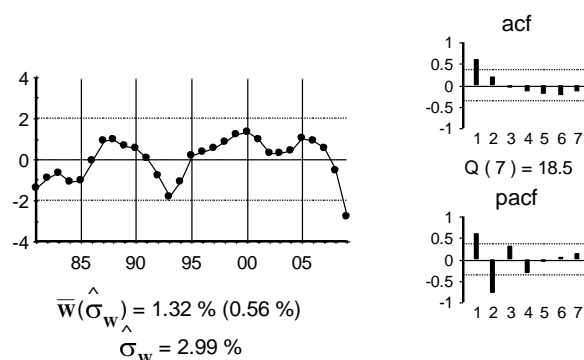


Gráfico 130: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \text{Ln} L_{et}$

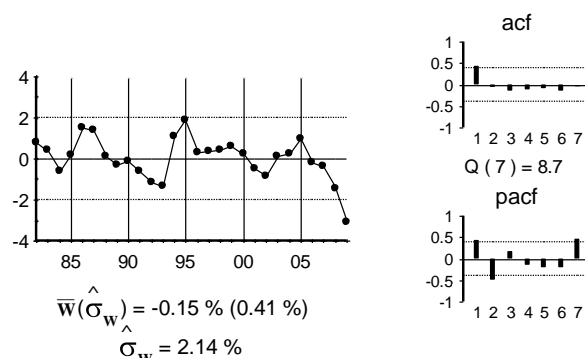


Gráfico 131: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.65B) \nabla l_{et} = \hat{a}_t \quad (0.20)$$

Y los residuos de dicha estimación:

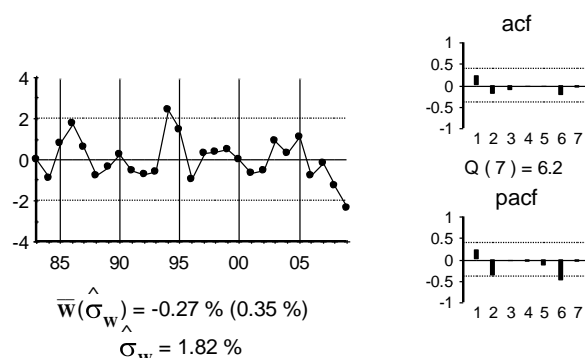


Gráfico 132: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 115: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.65	0.44	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

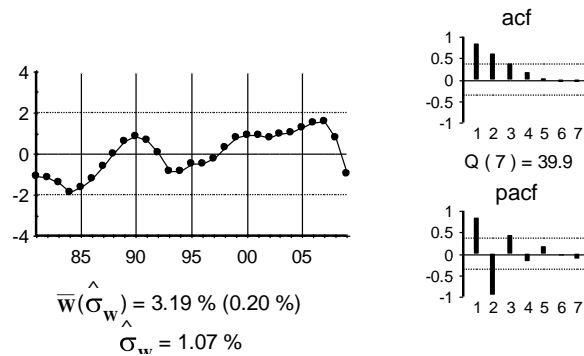


Gráfico 133: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \ln K_{et}$

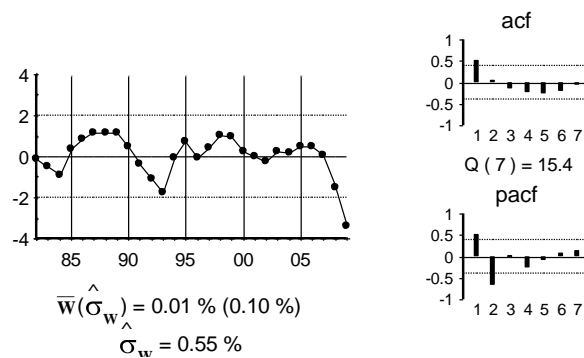


Gráfico 134: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - \underset{(0.21)}{1.22}B + \underset{(0.23)}{0.69}B^2)\nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

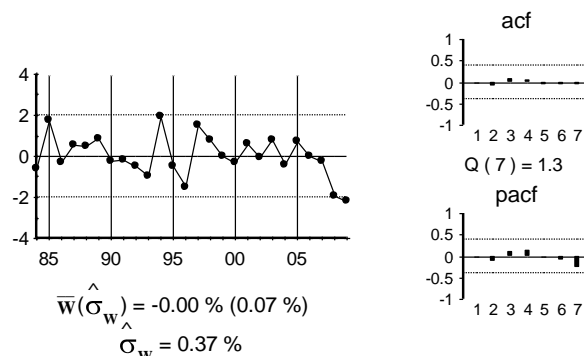


Gráfico 135: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original es un autorregresivo de orden 2 junto con una raíz unitaria.

Tabla 116: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-0.74	0.82	-3.74	-2.99	-2.64
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.5.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 117: Método de Engle y Granger – CA

	p=0	p=1	p=2
Y_{ct}	-2.75	-2.44	-2.36
L_{ct}	-2.54	-2.23	-2.16
k_{ct}	-1.46	-2.11	-2.65

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

El contraste indica que no hay relaciones de cointegración en el grupo de variables de la CA. Para confirmar que no existen relaciones de cointegración se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste, para determinar el número de relaciones de cointegración. A la vista de los resultados, se concluye que no existen relaciones de cointegración.

Tabla 118: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas Y_{ct}, L_{ct} y k_{ct}				
H ₀ :Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna	20.94	0.36	14.25	0.34
como mucho 1	6.69	0.61	6.62	0.53
como mucho 2	0.07	0.79	0.07	0.79
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (1). Datos utilizados: 1983-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinada la no existencia de relaciones de cointegración entre las variables de la CA, se buscan relaciones de cointegración en las variables del resto de España.

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 119: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-4.60	-3.89	-2.76
l_{et}	-4.38	-3.86	-2.76
k_{et}	-2.67	-2.54	-2.11

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

La tabla anterior muestra dos relaciones de cointegración, una entre y_{et} y el resto de variables, y otra entre l_{et} y el resto de variables.

La siguiente tabla muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 120: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.79	-1.05	-1.13
k_{et}	-2.97	-1.96	-1.14
k_{et}^*	-3.54	-2.37	-1.58

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

Los resultados de la tabla indican que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración, pero no la variable k_{et} .

A continuación, en la tabla siguiente se muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{et} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 121: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-2.96	-2.20	-1.44
k_{et}	-0.69	-1.94	-0.84

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

La tabla anterior indica que la variable y_{et} debe estar en la relación de cointegración pero no la variable k_{et} . Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.020 + 0.54l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.002) (0.05)

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

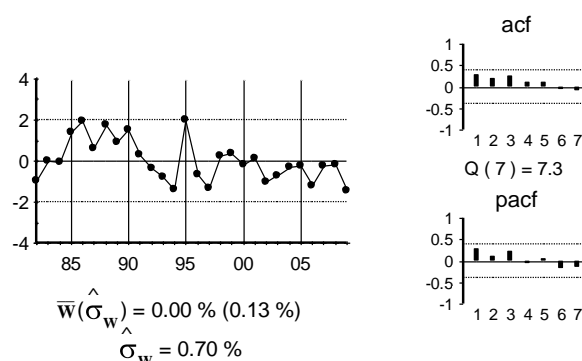


Gráfico 136: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste, para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 122: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et}, l_{et} y k_{et}				
H ₀ : Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	20.69	0.01	18.33	0.01
como mucho 1	2.36	0.12	2.35	0.12
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Se observa que dicho contraste confirma la existencia de dicha relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - 0.55l_{et}$$

(0.05)

Esta relación se presenta en el gráfico siguiente:

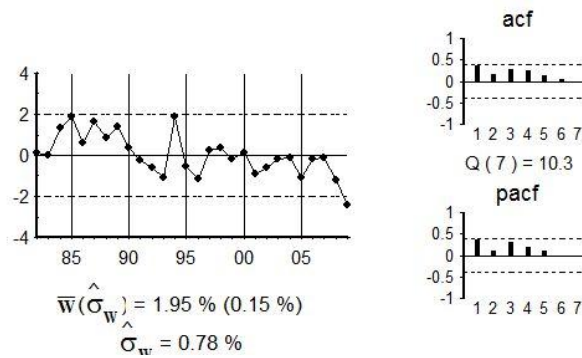


Gráfico 137: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

El método de Johansen lleva a la misma relación de cointegración que el método de Engle y Granger. Esta relación tiene una interpretación económica clara, y ,por lo tanto, se concluye que dicha relación de cointegración existe y puede interpretarse como una función de producción del resto de España.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y se tiene:

$$ecm1_t = y_{et} - 0.55l_{et}$$

IV.5.3. Modelo multivariante

Con la relación de cointegración obtenida por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados ordinarios. Los resultados se presentan en la tabla siguiente:

Tabla 123: Resultados del modelo multivariante

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0	0	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	-0.120 (0.054)	0	0
y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	0.415 (0.113)	0.480 (0.127)	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	1.105 (0.447)	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0.751 (0.364)	0	0.408 (0.144)	0.430 (0.192)	1.079 (0.232)	0.278 (0.063)
∇l_{et-1}	0	0.592 (0.303)	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	0	0	0	0	0

Los gráficos de los residuos y de la FCC se presentan a continuación.

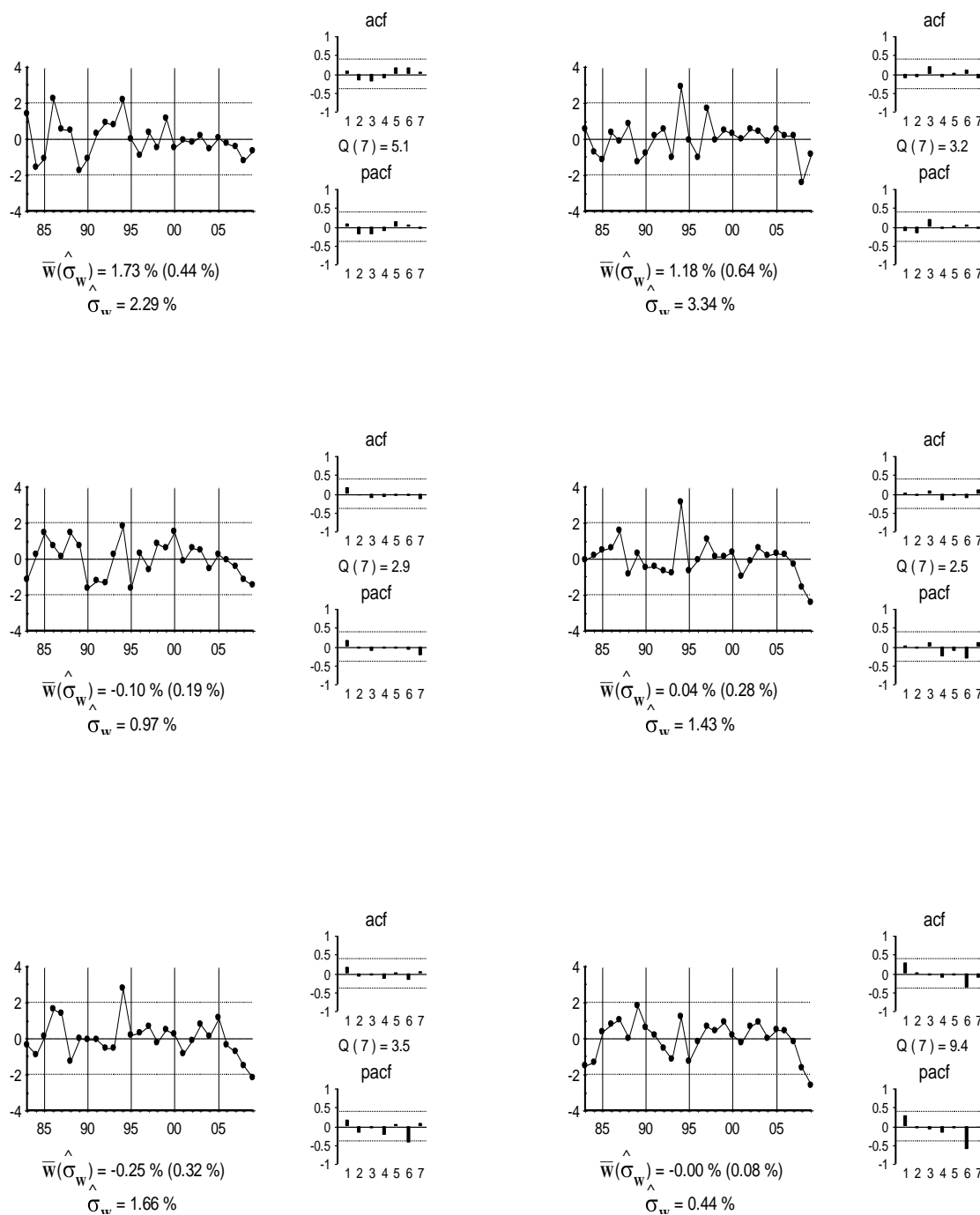


Gráfico 138: Gráficos de los residuos

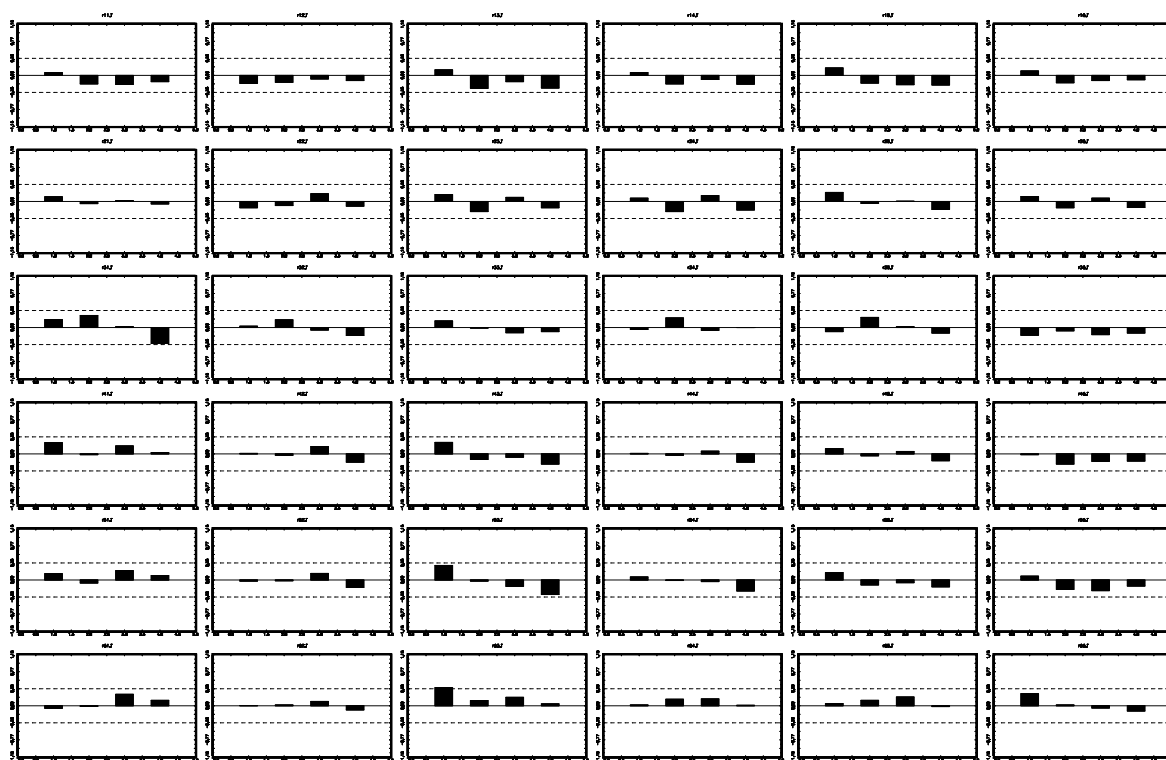


Gráfico 139: Gráficos de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la tabla siguiente.

Tabla 124: Correlaciones instantáneas

1.00	0.73	0.05	0.32	0.33	0.12
0.73	1.00	0.23	0.59	0.49	0.37
0.05	0.23	1.00	0.55	0.43	0.55
0.32	0.59	0.55	1.00	0.87	0.71
0.33	0.49	0.43	0.87	1.00	0.69
0.12	0.37	0.55	0.71	0.69	1.00

Se observa que hay correlaciones grandes entre el capital del resto de España y la producción y el empleo, tanto de la Comunidad como del resto de España. Se modelizan a partir de los supuestos del marco teórico, especificando que el capital es el que afecta al resto de variables.

Con dichos supuestos se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 125: Matriz V

1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-1.82
0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	-2.11
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	-2.30
0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	-2.64
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 126: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	0.70	0.14	0.38	0.58	0.16
0.70	1.00	0.07	0.51	0.45	0.01
0.14	0.07	1.00	0.24	0.05	0.55
0.38	0.51	0.24	1.00	0.77	0.01
0.58	0.45	0.05	0.77	1.00	0.01
0.16	0.01	0.55	0.01	0.01	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 127: Resultados del modelo estructural

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0	0	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	-0.12	0	0
y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0.42	0.48	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0	1.11	0	0	0	0
∇l_{et-1}	0.75	-0.83	0.41	-0.21	0.35	0.28
∇k_{et-1}	0	0.59	0	0	0	0
∇k_{ct}	0	0	0	0	0	0
∇k_{et}	0	2.98	0	2.30	2.64	0

IV.5.4. Función de respuesta al impulso

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de Canarias

En la tabla 128 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de Canarias. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 128: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
1	0.000	1.105	1.000	0.000	0.000	0.000
2	0.459	-0.575	1.000	0.000	0.000	0.000
3	0.220	-0.276	1.000	0.000	0.000	0.000
4	0.106	-0.132	1.000	0.000	0.000	0.000
5	0.051	-0.064	1.000	0.000	0.000	0.000
6	0.024	-0.031	1.000	0.000	0.000	0.000
7	0.012	-0.015	1.000	0.000	0.000	0.000
8	0.006	-0.007	1.000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000

Como se aprecia en la tabla 128, así como en los gráficos 140 y 141, un aumento permanente unitario del stock de capital de Canarias produce efectos significativos y positivos a corto plazo en la producción y el empleo de Canarias, efectos que a largo plazo desaparecen. La respuesta de la producción es más lenta que la del empleo, mientras que la producción no reacciona hasta el segundo periodo, aumentando un 0.46%, el empleo lo hace en el primer periodo con un aumento del 1.11%. Dichos efectos van reduciéndose hasta agotarse en el octavo periodo. Además, dicho stock de capital no tiene ningún efecto sobre el resto de España, solo tiene efectos en la CA en la que tiene lugar el shock.

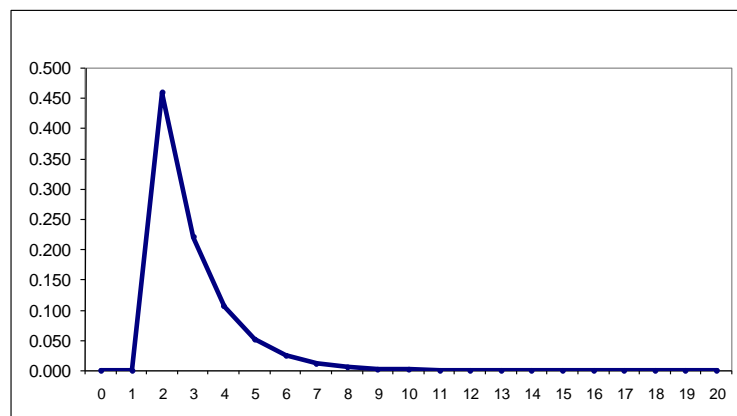


Gráfico 140: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}

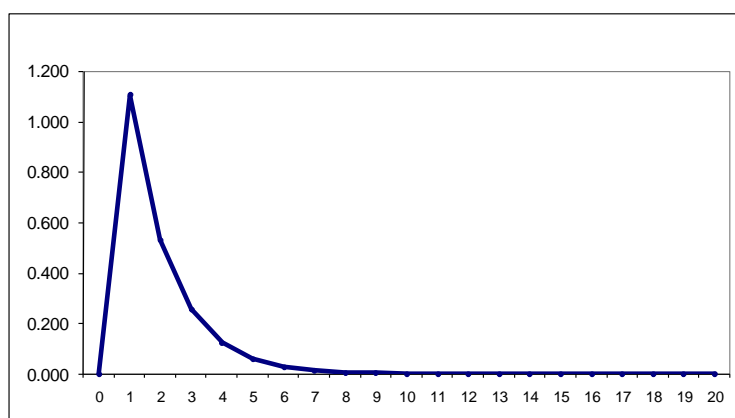


Gráfico 141: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

El nivel del stock de capital permanece constante (un 1% sobre el stock de capital inicial), ya que en esta Comunidad no se producen relaciones de retroalimentación entre dicho stock y el resto de variables, por lo que las respuestas de las variables son exactamente las elasticidades. En concreto, la elasticidad a corto plazo de la producción de Canarias es 0.46% y la del empleo 1.11% y, a la largo plazo, ambas son del 0%, así como las elasticidades de la producción y el empleo del resto de España en todos los periodos.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 129 se presentan las respuestas de la producción de Canarias (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Canarias (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de Canarias.

Tabla 129: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	1000	0.000	0.000	0.000
1	0.000	8.641	1000	0.000	0.000	0.000
2	138.173	4.148	1000	0.000	0.000	0.000
3	66.323	1.991	1000	0.000	0.000	0.000
4	31.835	0.956	1000	0.000	0.000	0.000
5	15.281	0.459	1000	0.000	0.000	0.000
6	7.335	0.220	1000	0.000	0.000	0.000
7	3.521	0.106	1000	0.000	0.000	0.000
8	1.690	0.051	1000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1000	0.000	0.000	0.000

Como se constata en la tabla 129, un aumento de 1000 millones en el stock de capital de Canarias genera un incremento de la producción de Canarias en el segundo periodo de algo más de 138 millones de euros y de 8641 empleos en el primer periodo. Dichos efectos no son permanentes, ya que la producción generada y el número de empleos se van reduciendo hasta

desaparecer en el octavo periodo. Si bien los efectos sobre la Comunidad no son muy importantes, aún lo son menos sobre el resto de España, ya que la inversión en el capital de Canarias no genera en el resto de CCAA ni un euro ni un empleo, ni a corto ni a largo plazo.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 130 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 130: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	2.977	0.000	2.295	2.636	1.000
1	2.959	2.99	0.937	3.181	5.113	1.638
2	1.906	3.94	1.298	3.518	6.069	1.884
3	1.886	2.85	1.435	3.641	6.432	1.978
4	1.277	1.74	1.485	3.681	6.565	2.012
5	0.751	0.97	1.502	3.690	6.608	2.023
6	0.408	0.51	1.506	3.687	6.618	2.026
7	0.209	0.25	1.504	3.681	6.615	2.025
8	0.100	0.12	1.502	3.672	6.608	2.023
20	0.043	0.05	1.498	3.664	6.599	2.021

Como se observa en la tabla 130, así como en los gráficos 142 y 143, un aumento permanente del stock de capital del resto de España no produce efectos a largo plazo ni en la producción de Canarias ni en su empleo. De forma instantánea la producción no reacciona pero en el primer periodo aumenta un 2.96%, momento a partir del cual la reacción empieza a decrecer hasta desaparecer una vez transcurrido 10 periodos.

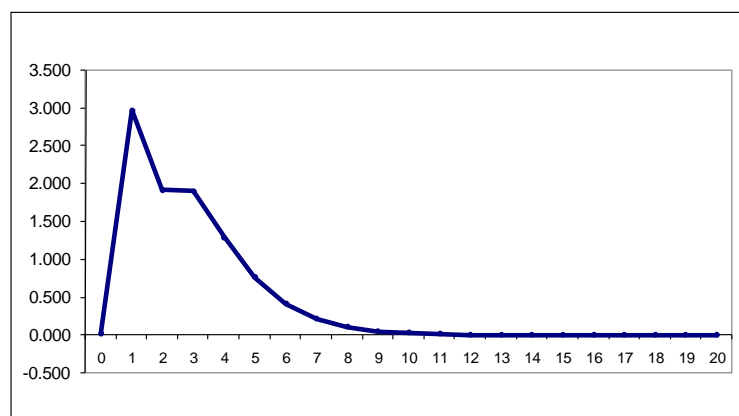


Gráfico 142: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

En lo que respecta al empleo, éste reacciona de forma instantánea con un aumento de un 2,98%. En los siguientes periodos, el aumento en el empleo se hace mayor hasta alcanzar el 3.94% en el segundo periodo, momento a partir del cual la respuesta se reduce hasta agotarse una vez transcurridos 10 periodos.

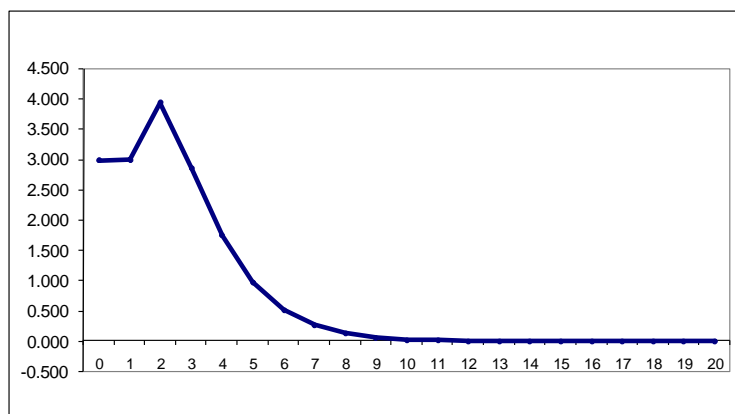


Gráfico 143: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Los aumentos del stock de capital del resto de España tienen efectos positivos sobre el nivel del stock de capital de Canarias. Si bien se supone la ausencia de efectos instantáneos por motivos técnicos (de identificación econométrica), los efectos a largo plazo son significativos, de 1.5 puntos porcentuales. Ambos capitales son complementarios.

En cuanto a los efectos en el resto de España, un aumento del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 3.66% (tabla 130 y gráfico 144), efecto que, prácticamente, se genera en tan solo tres periodos.

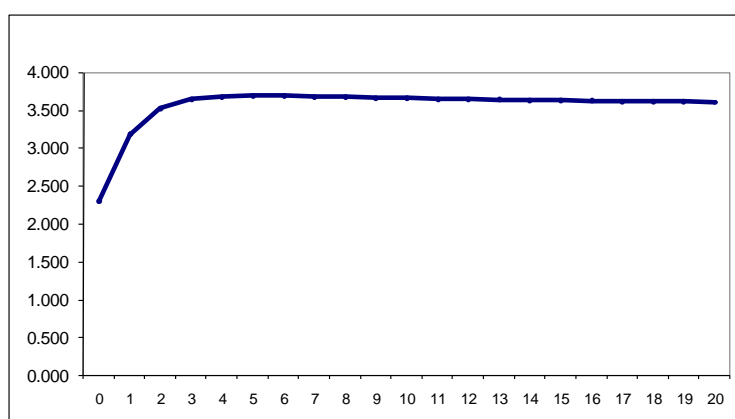


Gráfico 144: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también produce aumentos a largo plazo del empleo del resto de España (tabla 130 y gráfico 145). En concreto, el aumento del empleo a largo plazo se sitúa en el 6.60%, respuesta que de nuevo, es más lenta que obtenida en la producción.

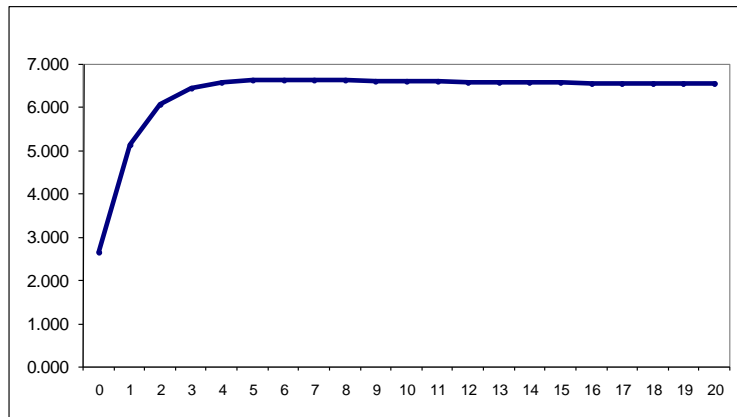


Gráfico 145: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

A diferencia del caso del shock en el stock de capital de Canarias, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel, a largo plazo, que alcanza el stock de capital del resto de España es de un 2.024%, superior al 1%. Por este motivo se calculan en la tabla 131, las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España.

Tabla 131: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	0.000	2.977	0.000	2.295	2.636
1	1.807	1.825	0.572	1.942	3.121
2	1.011	2.089	0.689	1.867	3.221
3	0.954	1.443	0.726	1.841	3.252
4	0.635	0.863	0.738	1.830	3.263
5	0.371	0.478	0.742	1.824	3.266
6	0.202	0.251	0.743	1.820	3.267
7	0.103	0.125	0.743	1.817	3.267
8	0.050	0.059	0.742	1.815	3.266
20	0.021	0.025	0.741	1.813	3.265

En la tabla 131 se observa que la elasticidad en el primer periodo de la producción de Canarias es 1.81%, elasticidad que va decreciendo de forma progresiva hasta el 0% de largo plazo. El comportamiento de la elasticidad del empleo de Canarias es similar, ya que de forma instantánea se sitúa en el 2.98% , y decrece de forma progresiva hasta situarse en el 0% en el largo plazo.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, la elasticidad a corto plazo de la producción del resto de España es similar a la observada para la producción de Canarias, 2.29% de forma instantánea. Sin embargo, frente a lo ocurrido en Canarias, la elasticidad a largo plazo es positiva (1.81%). En lo que respecta a la elasticidad a corto plazo del empleo del resto de España es ligeramente inferior a la del empleo de Canarias, ya que la elasticidad instantánea se sitúa en el

2.64% (frente al 2.98%), mientras que la elasticidad a largo plazo tiene un comportamiento diferente ya que es positiva situándose en el 3.26% (frente al 0%).

Finalmente, a diferencia de lo ocurrido en el capital de Canarias, se observa una complementariedad entre los capitales de Canarias y del resto de España ya que la elasticidad a largo plazo del capital de Canarias es de un 0.74%.

Como en el caso del shock en el stock de capital de Canarias, en la tabla 132 se presentan las respuestas de la producción de Canarias (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Canarias (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 132: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	1.026	0.000	738.913	20.614	1000
1	23.987	0.629	25.193	625.093	24.406	1000
2	13.429	0.720	30.352	600.915	25.182	1000
3	12.663	0.497	31.975	592.531	25.427	1000
4	8.427	0.297	32.531	588.940	25.510	1000
5	4.930	0.165	32.711	587.083	25.537	1000
6	2.677	0.087	32.750	585.913	25.543	1000
7	1.370	0.043	32.737	585.042	25.541	1000
8	0.658	0.020	32.707	584.319	25.537	1000
20	0.000	-0.002	32.391	579.388	25.489	1000

Como se aprecia en la tabla 132, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España no genera incrementos permanentes ni en la producción ni en el empleo de Canarias. Dicha inversión genera una producción de en torno a 24 millones de euros en el primer periodo, cantidad que va decreciendo hasta el décimo periodo, momento en el que se agota la respuesta. La respuesta del empleo es cualitativamente similar, ya que de forma instantánea genera 1026 empleos, y decrece de forma progresiva hasta agotarse la respuesta también en el décimo periodo.

En el resto de España, dicha inversión también genera aumentos en la producción y en el empleo. En concreto, genera un aumento instantáneo de la producción de 739 millones y de 579 millones en el largo plazo y algo más de 20600 empleos de forma instantánea y de algo menos de 25000 en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: Canarias vs resto de España

En el gráfico 146 se muestra la evolución de la productividad del trabajo de Canarias y del resto de España durante el periodo muestral. Ambas productividades aumentan de forma significativa hasta mediados de los años 90, momento cronológico a partir del cual la productividad de Canarias cambia de tendencia y empieza a decrecer hasta el año 2007, cuando sufre un repunte y vuelve a su tendencia positiva, mientras que la productividad del resto de España permanece prácticamente estable.

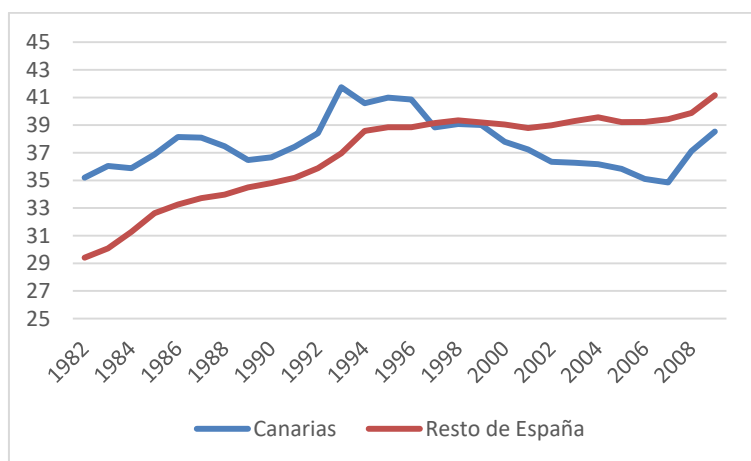


Gráfico 146: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 147 se representa el ratio de ambas productividades (la denominada productividad relativa). Se aprecia una tendencia decreciente y constante de la productividad que hace que en la primera parte del periodo muestral el ratio sea superior a la unidad, y a partir del año 2000, el ratio sea inferior a la unidad, lo que indica que en los últimos años de la muestra la productividad de Canarias es menor que la del resto de España.

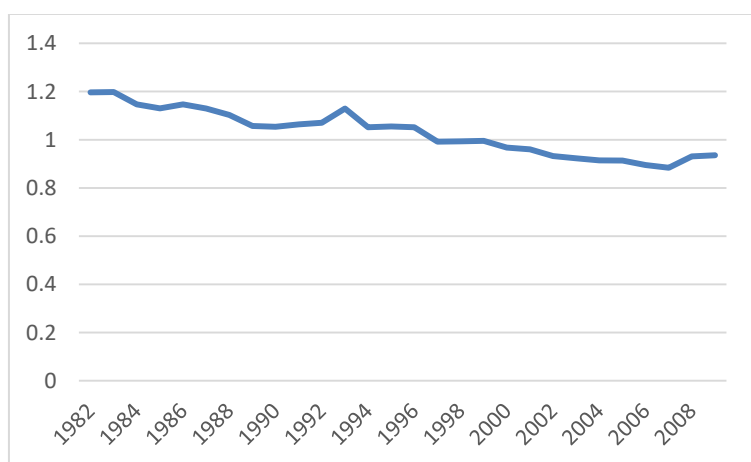


Gráfico 147: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 133 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de Canarias sobre la productividad de Canarias, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 133: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	1.000	1.000	1.000
1	0.475	1.000	0.475
2	0.953	1.000	0.953
3	0.973	1.000	0.973
4	0.985	1.000	0.985
5	0.992	1.000	0.992
6	0.996	1.000	0.996
7	0.998	1.000	0.998
8	0.999	1.000	0.999
20	1.000	1.000	1.000

Como se observa en la tabla 133, un aumento del stock de capital de Canarias empeora la productividad de Canarias en los primeros periodos y la deja igual a partir del sexto periodo. Además, no tiene ningún efecto sobre la productividad del trabajo en el resto de España, y, por tanto, la productividad relativa sigue el mismo comportamiento que el efecto sobre la productividad de Canarias: se reduce al principio y se mantiene igual a partir del quinto periodo. Por lo tanto, se el stock de capital de Canarias, si bien a corto plazo aumenta la distancia entre ambas productividades, a largo plazo no ayuda a reducir las diferencias.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 134 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de Canarias, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 134: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	0.251	0.906	0.277
1	0.993	0.714	1.392
2	0.651	0.679	0.959
3	0.800	0.668	1.197
4	0.877	0.664	1.322
5	0.928	0.662	1.401
6	0.960	0.661	1.453
7	0.980	0.660	1.484
8	0.991	0.660	1.502
20	0.997	0.660	1.512

Como se aprecia en la tabla 134, un aumento del stock de capital del resto de España empeora la productividad de Canarias y, aún más, la productividad del resto de España, en todos los periodos. Como la pérdida de productividad de Canarias es menor que la del resto de España, el efecto del capital del resto de España sobre la productividad relativa es positivo. Además, como la productividad de Canarias en los últimos años de la muestra es inferior a la del resto de España, se concluye que el stock de capital del resto de España ayuda a reducir las diferencias entre la productividad de Canarias y la del resto de España.

IV.5.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock en el capital de Canarias y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 135: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{ct}		∇L_{ct}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	Dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.85	1.23	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1	0.00	0.00	-2.20	2.48	0.85	1.23	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	-0.64	0.73	-2.61	3.23	0.85	1.23	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	-0.84	1.00	-2.75	3.36	0.85	1.23	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	-0.91	1.09	-2.80	3.41	0.85	1.23	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	-0.91	1.14	-2.80	3.41	0.85	1.23	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	-0.91	1.14	-2.80	3.41	0.85	1.23	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
7	-0.91	1.16	-2.82	3.41	0.85	1.23	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8	-0.93	1.16	-2.82	3.41	0.85	1.23	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20	-0.93	1.16	-2.82	3.41	0.85	1.23	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabla 136: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{ct}		∇L_{ct}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	Dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	0.00	1.98	7.45	0.00	0.00	0.98	3.86	1.23	4.34	0.68	1.34
1	1.02	5.00	3.43	12.93	0.18	1.45	1.25	4.66	2.20	7.70	0.95	2.20
2	1.57	7.48	4.36	17.39	0.18	2.07	1.25	5.25	2.52	9.14	0.95	2.45
3	1.82	9.30	4.73	19.05	0.18	2.36	1.23	5.52	2.59	9.43	0.95	2.57
4	1.93	10.25	4.89	19.82	0.18	2.55	1.20	5.66	2.59	9.52	0.95	2.64
5	1.98	10.68	4.98	20.18	0.18	2.64	1.18	5.80	2.59	9.57	0.98	2.66
6	1.98	10.95	5.05	20.39	0.18	2.70	1.20	5.91	2.64	9.61	0.98	2.66
7	2.00	11.18	5.09	20.52	0.16	2.73	1.20	5.98	2.66	9.64	0.98	2.68
8	1.98	11.32	5.14	20.61	0.16	2.77	1.23	6.07	2.68	9.66	1.00	2.68
20	1.95	11.61	5.32	21.18	0.14	3.14	1.07	6.52	2.64	9.98	1.00	2.75

IV.6. Comunidad de Cantabria

IV.6.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \ln Y_{ct}$

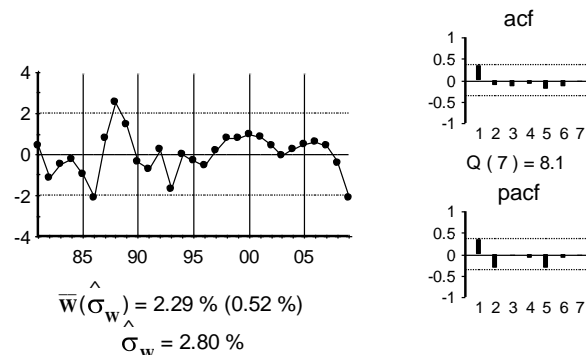


Gráfico 148: Gráfico de y_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.638 B) y_{ct} = \hat{a}_t$$

(0.148)

Y los residuos de dicha estimación:

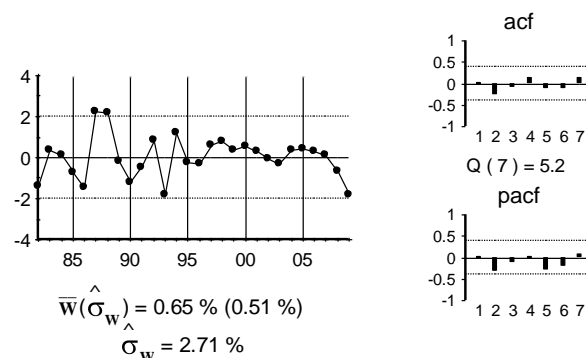


Gráfico 149: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original es un autorregresivo de orden 1.

Tabla 137: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor p-ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-3.50	0.02	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

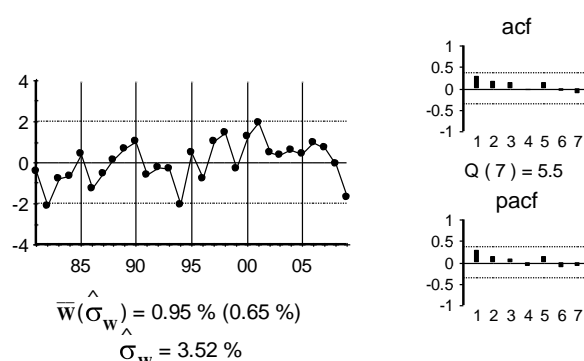


Gráfico 150: Gráfico de l_{ct}

El empleo de la Comunidad es un paseo aleatorio sin constante, es decir:

$$l_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF sin retardos, ya que la serie original sigue un paseo aleatorio sin constante.

Tabla 138: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
0	-3.54	0.01	-3.69	-2.97	-2.62
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$

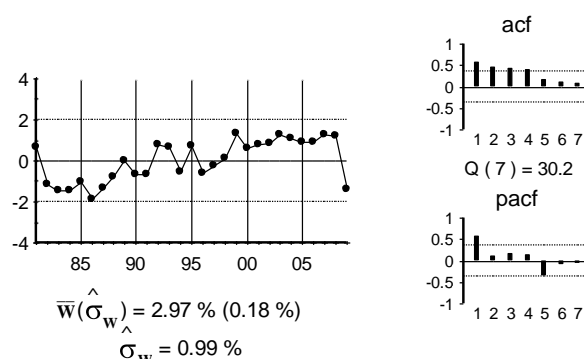


Gráfico 151: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$

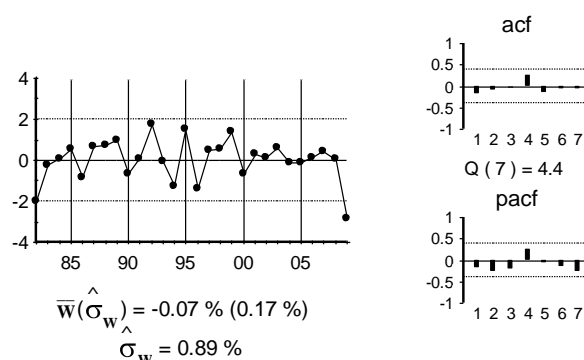


Gráfico 152: Gráfico de ∇k_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 139: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-1.85	0.35	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \ln Y_{et}$

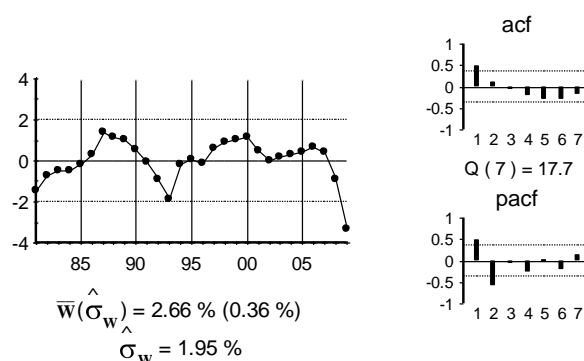


Gráfico 153: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \ln Y_{et}$

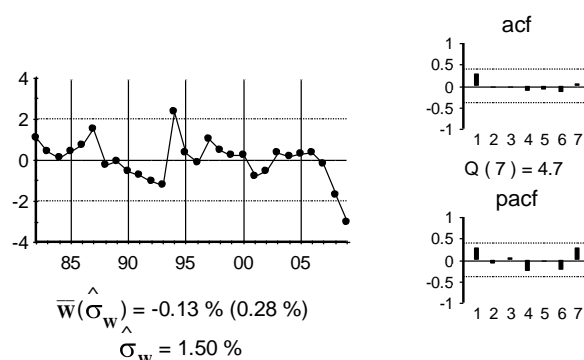


Gráfico 154: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.44 B) \nabla y_{et} = \hat{a}_t$$

(0.22)

Y los residuos de dicha estimación:

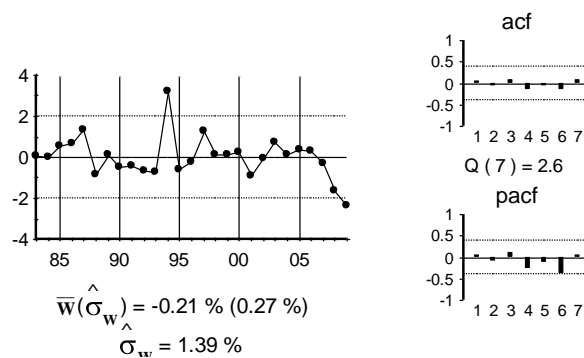


Gráfico 155: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, al tener la serie original una raíz unitaria y seguir un autorregresivo de orden 1.

Tabla 140: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.75	0.39	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

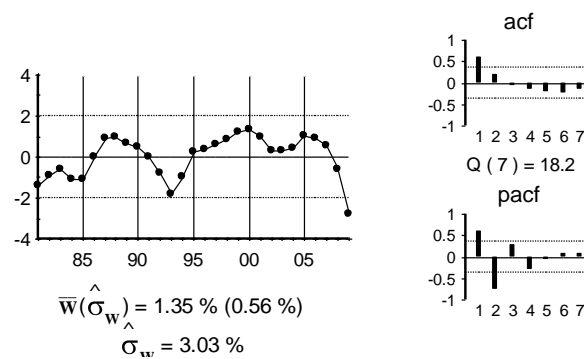


Gráfico 156: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \ln L_{et}$

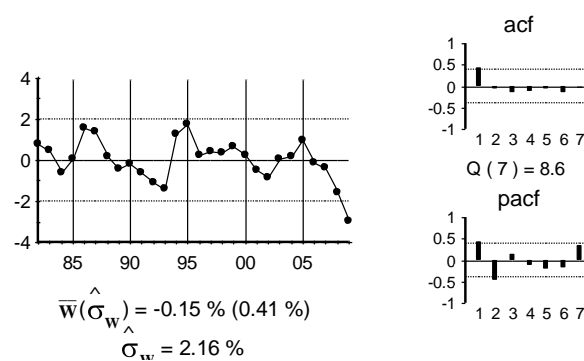


Gráfico 157: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - \underset{(0.21)}{0.81B} + \underset{(0.22)}{0.50B^2}) \nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

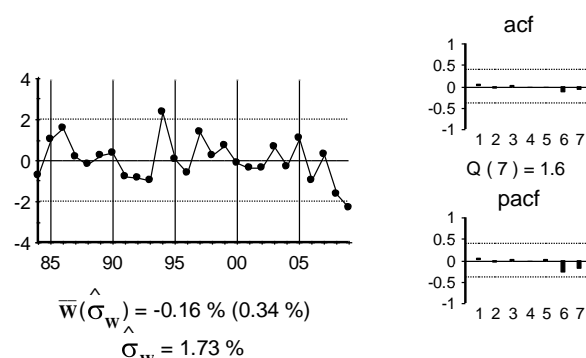


Gráfico 158: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, al tener la serie original una raíz unitaria y seguir un autorregresivo de orden 2.

Tabla 141: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-1.49	0.52	-3.74	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

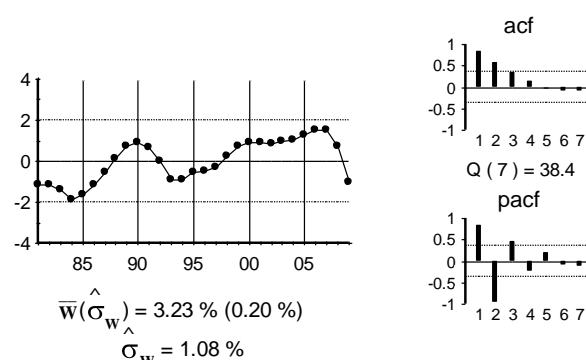


Gráfico 159: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \text{Ln} K_{et}$

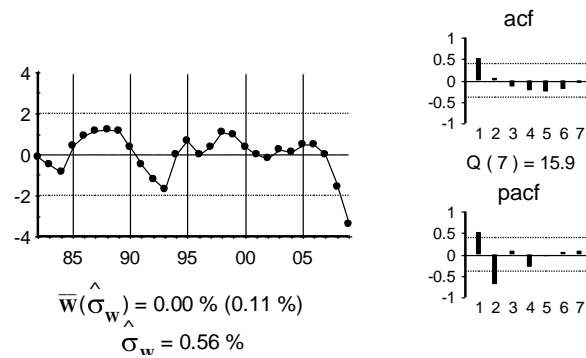


Gráfico 160: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 1.26 B + 0.75 B^2) \nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

(0.20) (0.22)

Y los residuos de dicha estimación:

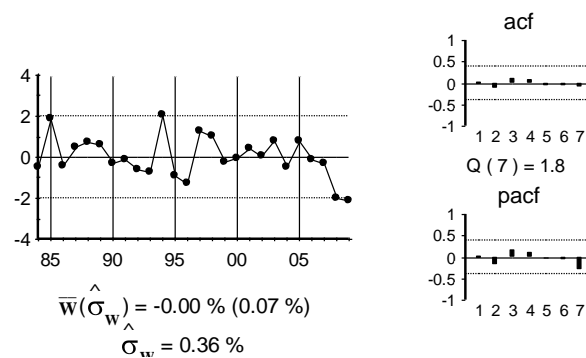


Gráfico 161: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, al tener la serie original una raíz unitaria y seguir un autorregresivo de orden 2.

Tabla 142: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.67	0.09	-3.72	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.6.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

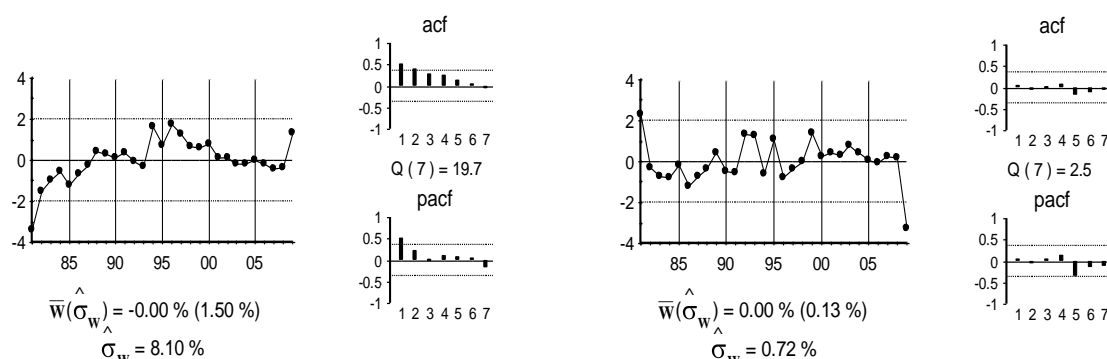
En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 143: Método de Engle y Granger - CA

	p=0	p=1	p=2
Y_{ct}	-4.00	-2.72	-2.11
L_{ct}	-2.76	-1.87	-1.61
k_{ct}	-4.12	-2.68	-1.89

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44.

Se observa que hay una relación de cointegración entre la producción y el resto de variables, y otra entre el stock de capital y el resto de variables. Los gráficos de dichas relaciones se presentan a continuación.

**Gráfico 162: Gráficos de $\hat{\varepsilon}_{yt}$ y $\hat{\varepsilon}_{kt}$**

La primera relación no tiene apariencia estacionaria, mientras que la segunda sí que parece serlo. Para confirmar la existencia de esta relación de cointegración, se lleva a cabo el contraste de Johansen, cuyos resultados se presentan en la siguiente tabla.

Tabla 144: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas Y_{ct}, L_{ct} y k_{ct}				
H_0 : Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna	19.66	0.45	14.77	0.30
como mucho 1	4.89	0.82	4.55	0.80
como mucho 2	0.34	0.56	0.34	0.56
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (2). Datos utilizados: 1984-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

El resultado del contraste de Johansen no confirma la existencia de la segunda relación de cointegración, por lo que se concluye que no existen relaciones de cointegración entre las variables de la CA.

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinado que no existen relaciones de cointegración entre las variables de la CA, se buscan relaciones de cointegración en las variables del resto de España.

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 145: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-4.03	-3.63	-2.54
l_{et}	-3.92	-3.73	-2.63
k_{et}	-2.54	-2.69	-2.20

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

La tabla anterior muestra dos relaciones de cointegración, una entre y_{et} y el resto de variables, y otra entre l_{et} y el resto de variables.

En la tabla siguiente se presenta el test ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 146: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.69	-1.04	-0.97
k_{et}	-2.60	-1.89	-1.10
k_{et}^*	-3.24	-2.32	-1.56

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

Los resultados de la tabla indican que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{et} no debe estar.

En la tabla siguiente se muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{et} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 147: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-2.65	-2.16	-1.42
k_{et}	-0.75	-1.97	-0.95

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

La tabla anterior indica que la variable y_{et} debe estar en la relación de cointegración, no así la variable k_{et} . Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.019 + 0.598l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.001) (0.045)

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

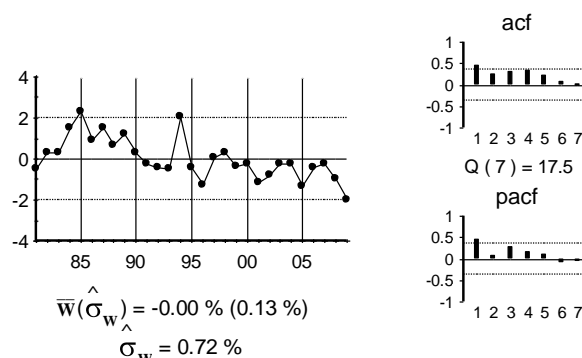


Gráfico 163: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado de dicho contraste.

Tabla 148: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et} , l_{et} y k_{et}				
H ₀ :Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	18.92	0.08	16.30	0.04
como mucho 1	2.62	0.65	2.62	0.65
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Se observa que dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - 0.54l_{et} - 0.02$$

(0.05) (0.002)

Esta relación se presenta en el gráfico siguiente:

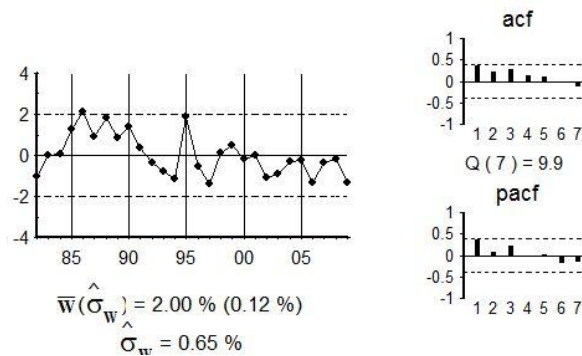


Gráfico 164: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

El método de Johansen lleva a la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger, tiene una interpretación económica clara, y por lo tanto, se concluye que dicha relación de cointegración existe.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen, ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y por lo tanto:

$$ecm1_t = y_{et} - \underset{(0.05)}{0.54} l_{et} - \underset{(0.002)}{0.02}$$

IV.6.3. Modelo multivariante

Con la relación de cointegración obtenida por el método de Johansen, se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 149: Resultados del modelo multivariante

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.013 (0.005)	0.062 (0.032)	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	-0.112 (0.056)	0	0
y_{ct-1}	0.428 (0.125)	0.654 (0.120)	0	0	0	0
l_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0	0.834 (0.368)	0.303 (0.110)	0.479 (0.208)	1.092 (0.263)	0.291 (0.066)
∇l_{et-1}	0.751 (0.213)	0	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	0	0	0	0	0

Los residuos y de la FCC se presentan en los gráficos siguientes.

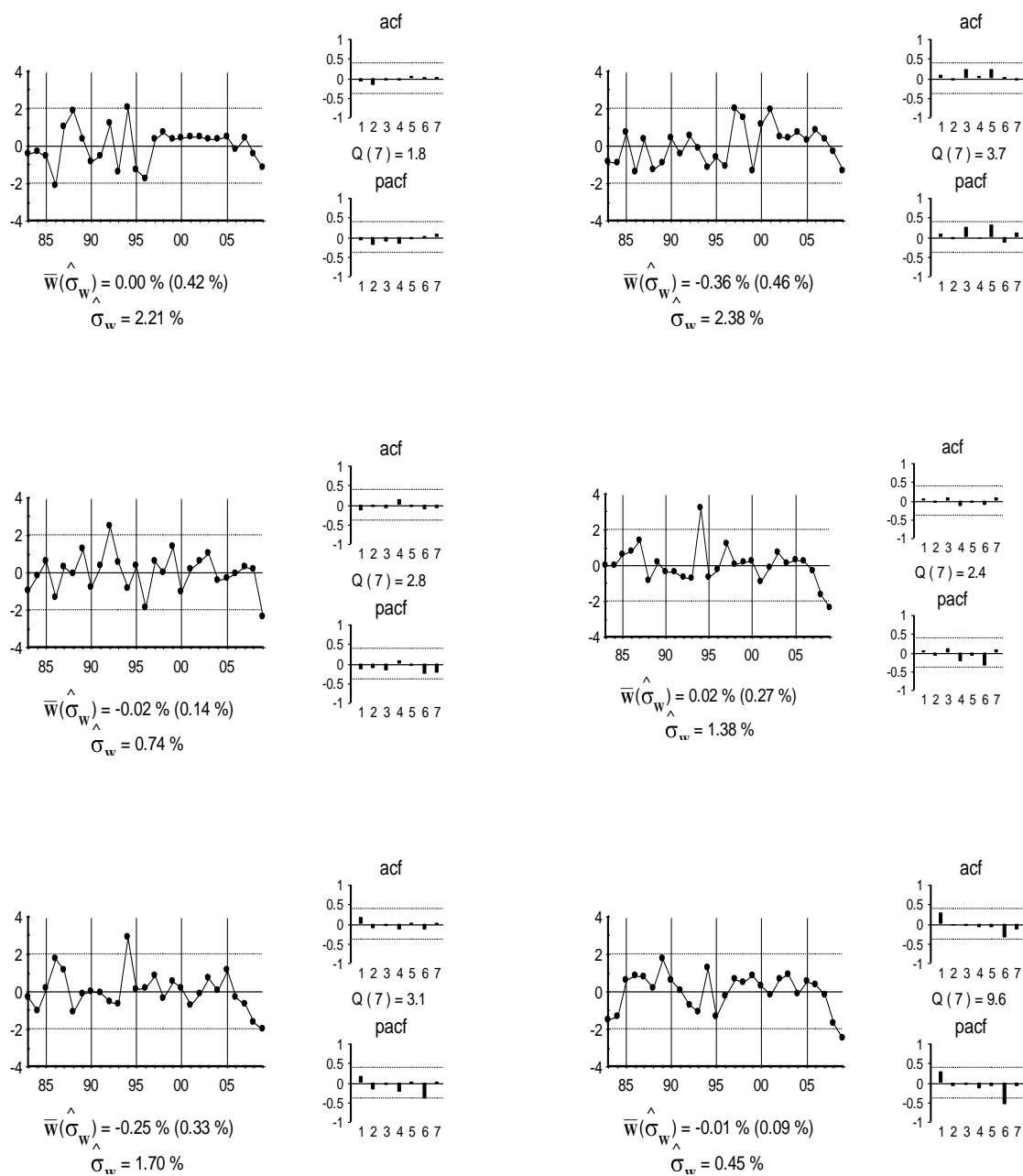


Gráfico 165: Gráfico de los residuos

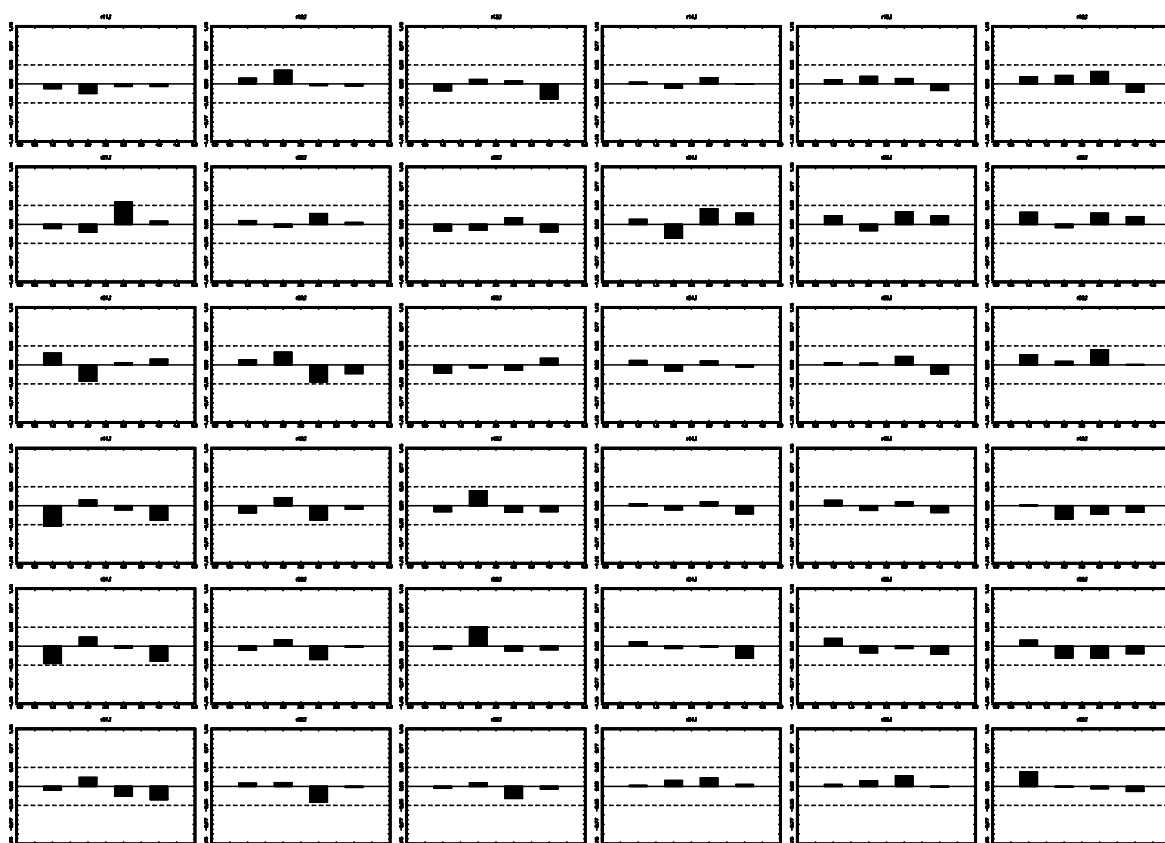


Gráfico 166: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la tabla siguiente.

Tabla 150: Correlaciones instantáneas

1.00	0.26	0.41	0.39	0.19	0.41
0.26	1.00	0.30	0.09	0.01	0.21
0.41	0.30	1.00	0.08	-0.01	0.27
0.39	0.09	0.08	1.00	0.89	0.71
0.19	0.01	-0.01	0.89	1.00	0.68
0.41	0.21	0.27	0.71	0.68	1.00

La tabla muestra que solamente son significativas las correlaciones del capital del resto de España sobre la producción y el empleo del resto de España. Se modelizan a partir de los supuestos del marco teórico, especificando que el capital es el que afecta al resto de variables.

Con dichos supuestos se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 151: Matriz V

1.00	0.00	-1.23	0.00	0.00	0.00
0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	-2.18
0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	-2.60
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la siguiente tabla.

Tabla 152: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	0.16	0.00	0.23	0.00	0.33
0.16	1.00	0.30	-0.08	-0.22	0.21
0.00	0.30	1.00	-0.16	-0.28	0.27
0.23	-0.08	-0.16	1.00	0.80	0.01
0.00	-0.22	-0.28	0.80	1.00	0.01
0.33	0.21	0.27	0.01	0.01	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 153: Resultados del modelo estructural

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.013	0	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	-0.112	0	0
y_{ct-1}	0.428	0.654	0	0	0	0
l_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇y_{et-1}	-0.373	0.834	0.303	-0.155	0.335	0.291
∇l_{et-1}	0.751	0	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct}	1.230	0	0	0	0	0
∇k_{et}	0	0	0	2.178	2.6	0

IV.6.4. Función de respuesta al impulso

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de Cantabria

En la tabla 154 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de Cantabria. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 154: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	1.230	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
1	0.526	0.804	1.000	0.000	0.000	0.000
2	0.225	0.344	1.000	0.000	0.000	0.000
3	0.096	0.147	1.000	0.000	0.000	0.000
4	0.041	0.063	1.000	0.000	0.000	0.000
5	0.018	0.027	1.000	0.000	0.000	0.000
6	0.008	0.012	1.000	0.000	0.000	0.000
7	0.003	0.005	1.000	0.000	0.000	0.000
8	0.001	0.002	1.000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000

Como se aprecia en la tabla 154, así como en los gráficos 167 y 168, un aumento permanente del stock de capital de Cantabria no tiene efectos permanentes en la producción o el empleo de dicha CA. La producción aumenta de forma instantánea un 1.23%, mientras que el empleo no reacciona hasta el primer periodo, con un incremento del 0.80%. Dichas respuestas se van reduciendo hasta desaparecer en el octavo periodo.

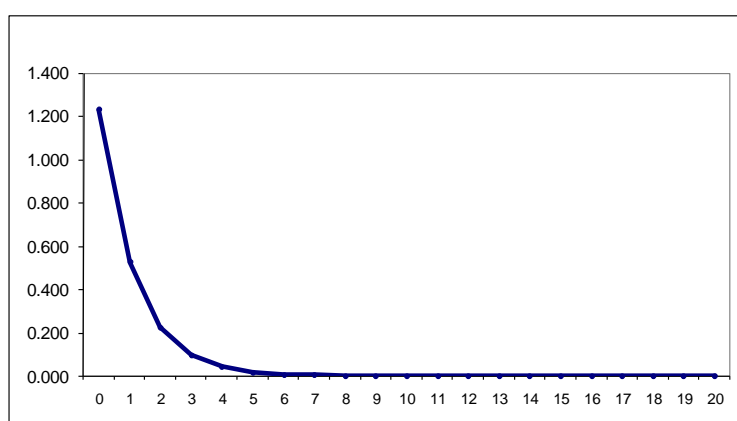


Gráfico 167: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}

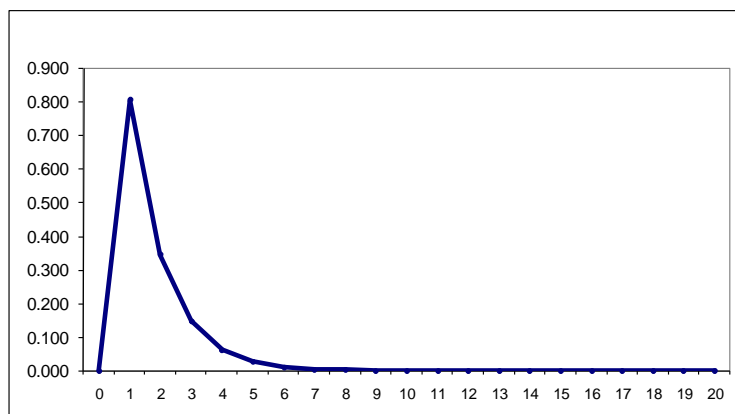


Gráfico 168: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

En cuanto a los efectos del capital de Cantabria sobre el resto de España (tabla 154), un aumento permanente del stock de capital de Cantabria no produce ningún efecto, ni a corto ni a largo plazo, sobre la producción o el empleo del resto de España.

Por su parte, el nivel del stock de capital permanece constante (un 1% sobre el stock de capital inicial) ya que en esta CA no se producen relaciones de retroalimentación entre dicho stock y el resto de variables, por lo que las respuestas de las variables son exactamente las elasticidades, y, por lo tanto, se concluye que la elasticidad de la producción de Cantabria a corto plazo es 1.23% y 0% a largo plazo, y la elasticidad del empleo de Cantabria a corto plazo es 0.80% y 0% a largo plazo. Por último, las elasticidades de la producción y el empleo del resto de España son 0% en todos los periodos.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 155 se presentan las respuestas de la producción de Cantabria (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Cantabria (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de Cantabria.

Tabla 155: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	670.375	0.000	1000	0.000	0.000	0.000
1	286.920	11.236	1000	0.000	0.000	0.000
2	122.802	4.809	1000	0.000	0.000	0.000
3	52.559	2.058	1000	0.000	0.000	0.000
4	22.495	0.881	1000	0.000	0.000	0.000
5	9.628	0.377	1000	0.000	0.000	0.000
6	4.121	0.161	1000	0.000	0.000	0.000
7	1.764	0.069	1000	0.000	0.000	0.000
8	0.755	0.030	1000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1000	0.000	0.000	0.000

Como se aprecia en la tabla 155, un aumento de 1000 millones en el stock de capital de Cantabria genera un incremento instantáneo de la producción de Cantabria de algo más de 670 millones, y de 11236 empleos en el primer periodo. Dichos aumentos van mitigándose hasta desaparecer en el largo plazo. Si bien los efectos sobre la Comunidad no son muy importantes, aún lo son menos sobre el resto de España ya que la inversión en el capital de Cantabria no genera en el resto de España ni un euro ni un empleo, ni a corto ni a largo plazo.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 156 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 156: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	0.000	2.178	2.600	1.000
1	1.953	1.816	0.660	3.134	4.978	1.634
2	2.622	2.075	0.950	3.542	6.023	1.912
3	1.906	2.055	1.073	3.705	6.468	2.031
4	1.151	1.383	1.123	3.760	6.646	2.078
5	0.626	0.798	1.139	3.767	6.706	2.094
6	0.313	0.415	1.141	3.754	6.713	2.096
7	0.139	0.194	1.137	3.733	6.699	2.092
8	0.049	0.074	1.131	3.710	6.676	2.086
20	0.004	0.013	1.124	3.688	6.652	2.080

Como se constata en la tabla 156, así como en los gráficos 169 y 170, Cantabria no es capaz de aprovechar a largo plazo un aumento permanente del stock de capital del resto de España. A corto plazo, la producción reacciona en el primer periodo aumentando un 1.95%, pero tras un aumento en el segundo periodo (2.62%), dicha respuesta se reduce de forma progresiva hasta el noveno periodo, momento en que se agota.

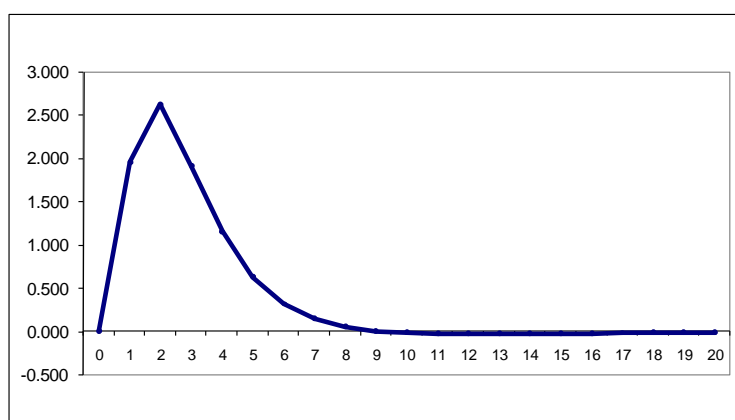


Gráfico 169: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

Por su parte, la respuesta del empleo en el primer periodo es un aumento del 1.82%, ésta aumenta ligeramente hasta el 2.07% en el segundo periodo, y , a partir de ese momento, se va reduciendo de forma progresiva hasta agotarse en el noveno periodo.

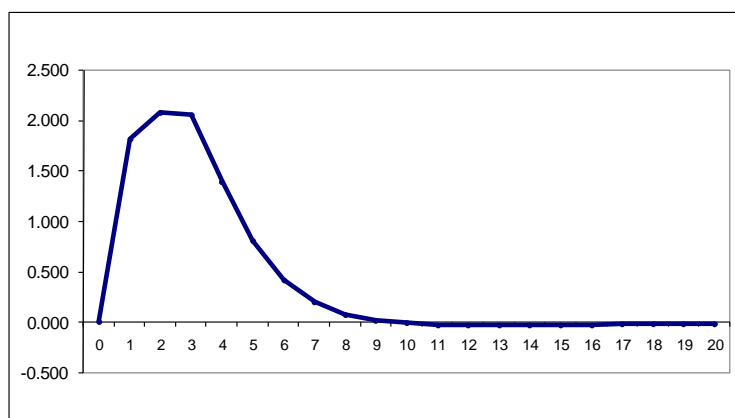


Gráfico 170: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Además, los aumentos del stock de capital del resto de España tienen efectos positivos sobre el nivel del stock de capital de Cantabria. Si bien se supone la ausencia de efectos instantáneos por motivos técnicos (de identificación econométrica), los efectos a largo plazo son significativos, de 1.12 puntos porcentuales. Ambos capitales son complementarios.

En cuanto a los efectos en el resto de España, un aumento del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 3.69% (tabla 156 y gráfico 171), efecto que, prácticamente, se genera en tan solo tres periodos.

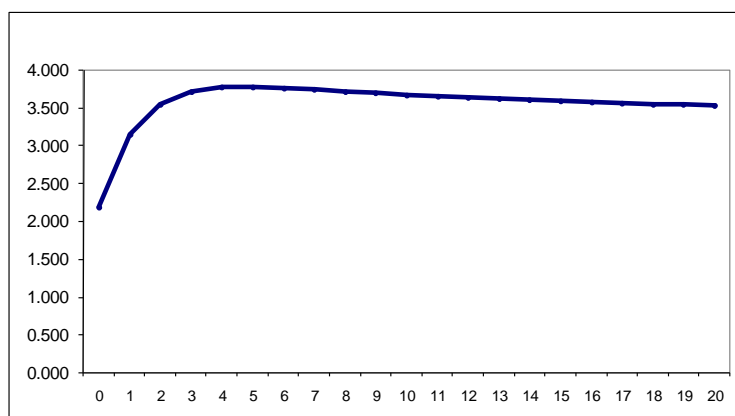
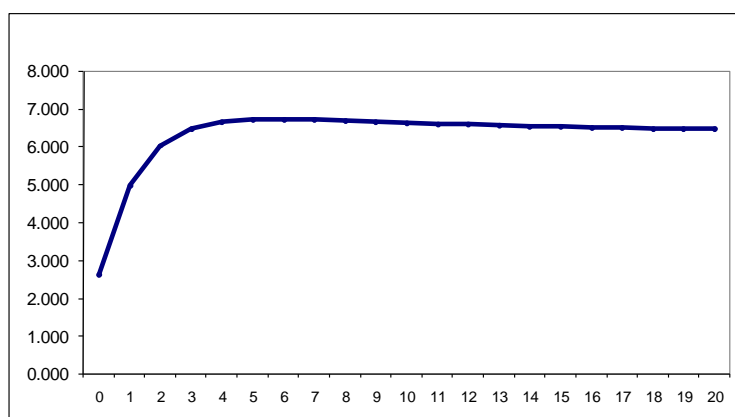


Gráfico 171: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también produce aumentos a largo plazo del empleo del resto de España (tabla 156 y gráfico 172). En concreto, el aumento del empleo a largo plazo se sitúa en el 6.65%, respuesta que de nuevo, es más lenta que obtenida en la producción.


Gráfico 172: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

A diferencia del caso del shock en el stock de capital de Cantabria, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel, a largo plazo, que alcanza el stock de capital del resto de España es de un 2.08%, superior al 1%. Por este motivo se calculan en la tabla 157, las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España.

Tabla 157: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	0.000	0.000	0.000	2.178	2.600
1	1.195	1.112	0.404	1.918	3.047
2	1.371	1.085	0.497	1.853	3.150
3	0.939	1.012	0.529	1.825	3.185
4	0.554	0.665	0.540	1.809	3.198
5	0.299	0.381	0.544	1.799	3.202
6	0.149	0.198	0.544	1.791	3.203
7	0.067	0.093	0.544	1.784	3.202
8	0.023	0.035	0.542	1.778	3.200
20	0.002	0.006	0.541	1.773	3.198

En la tabla 157 se observa que la elasticidad instantánea de la producción de Cantabria es 0%, mientras que la elasticidad del primer periodo es un 1.19%. Tras un repunte en el segundo periodo, la elasticidad va decreciendo de forma progresiva hasta anularse en el largo plazo. El comportamiento de la elasticidad del empleo de Cantabria es similar, instantáneamente es 0%, pero en el primer periodo se sitúa en el 1.11%. A partir de ese momento, decrece de forma progresiva hasta situarse en el 0% en el largo plazo.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, las elasticidades a corto plazo tanto de la producción como del empleo, son superiores a las de Cantabria y, a diferencia de lo que ocurría en dicha CA, la elasticidad a largo plazo es positiva y significativa. Así, la elasticidad instantánea de la producción es de un 2.18%, y a largo plazo se sitúa en el 1.77%, mientras que la elasticidad instantánea del empleo del resto de España es de 2.6%, y a largo plazo del 3.20%.

A diferencia de lo ocurrido en el capital de Cantabria, existe una complementariedad entre los capitales de Cantabria y del resto de España, ya que la elasticidad a largo plazo del capital de Cantabria es de un 0.54%.

Como en el caso del shock en el stock de capital de Cantabria, en la tabla 158 se presentan las respuestas de la producción de Cantabria (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Cantabria (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 158: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	0.000	699.271	20.320	1000
1	4.853	0.116	3.009	616.010	23.814	1000
2	5.568	0.113	3.700	594.886	24.617	1000
3	3.812	0.105	3.937	585.866	24.892	1000
4	2.248	0.069	4.024	580.879	24.994	1000
5	1.214	0.040	4.052	577.552	25.026	1000
6	0.605	0.021	4.056	575.008	25.030	1000
7	0.271	0.010	4.049	572.883	25.023	1000
8	0.095	0.004	4.039	571.018	25.010	1000
20	0.000	0.000	3.932	557.895	24.886	1000

Como se aprecia en la tabla 158, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España incrementa la producción y el empleo de Cantabria en el corto plazo. La cuantía de dichos efectos es de casi 5 millones de euros en el primer periodo, y 6 millones en el segundo, y de 116 empleos en el primer periodo. Pero dichos efectos no son permanentes, tanto la producción como el empleo generados van disminuyendo hasta desaparecer en el largo plazo. Dicha inversión también genera aumentos de la producción y del empleo en el resto de España. En concreto, un aumento instantáneo de la producción de 699 millones y de 558 millones en el largo plazo, y algo más de 20300 empleos de forma instantánea, y en torno a 25000 en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: Cantabria vs resto de España

En el gráfico 173 vemos la evolución de la productividad del trabajo de Cantabria y del resto de CCAA durante el periodo muestral. La evolución de ambas es muy similar, la productividad va aumentando de forma significativa hasta finales de los años 90, momento a partir del cual prácticamente se estabiliza.

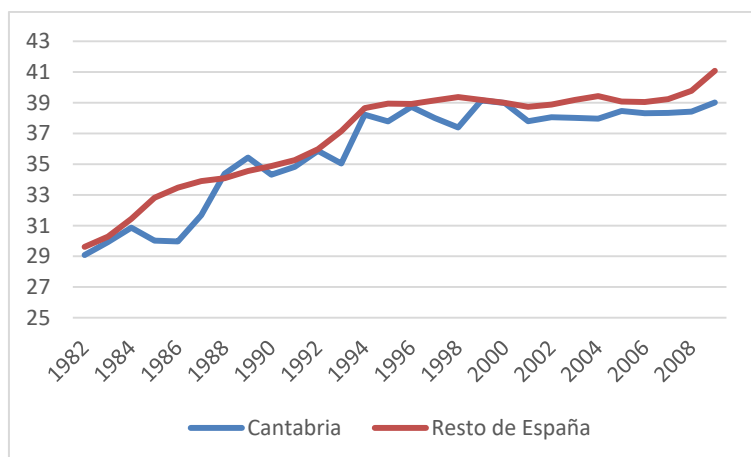


Gráfico 173: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 174 se representa el ratio de ambas productividades (la productividad relativa). Como puede apreciarse, en todos los periodos el ratio está muy cercano a la unidad, lo que indica que la productividad del trabajo en Cantabria es bastante similar a la del resto de España. En los últimos años de la muestra, el ratio se vuelve menor que 1, por lo que la productividad de Cantabria ha ido empeorando en relación con la del resto de España, aunque de forma suave.

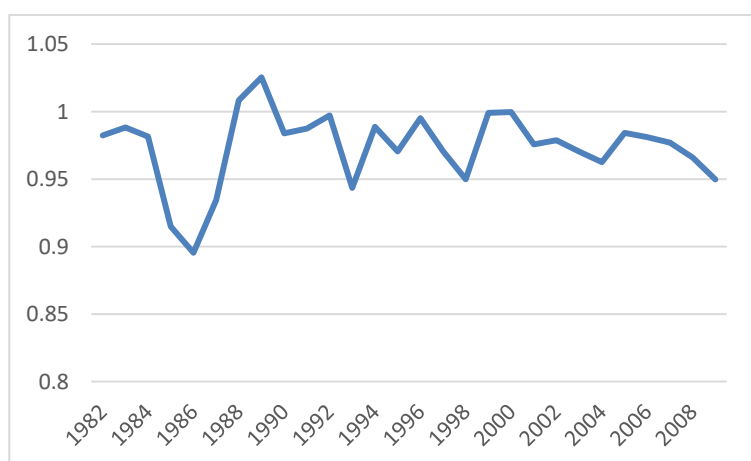


Gráfico 174: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 159 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de Cantabria sobre la productividad de Cantabria, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 159: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	2.230	1.000	2.230
1	0.846	1.000	0.846
2	0.912	1.000	0.912
3	0.956	1.000	0.956
4	0.980	1.000	0.980
5	0.991	1.000	0.991
6	0.996	1.000	0.996
7	0.998	1.000	0.998
8	0.999	1.000	0.999
20	1.000	1.000	1.000

La tabla 159 indica que un aumento del stock de capital de Cantabria mejora la productividad de Cantabria de forma instantánea pero la empeora a partir del primer periodo, si bien a largo plazo dichos efectos desaparecen. Además, el stock de capital de Cantabria no tiene ningún efecto sobre la productividad del trabajo en el resto de España, y ,por lo tanto, la productividad relativa sigue el mismo comportamiento que el efecto sobre la productividad de Cantabria: empeora al principio y se mantiene igual a partir del quinto periodo. Por lo tanto, se concluye que el stock de capital de Cantabria, a largo plazo, no ayuda a reducir las diferencias entre la productividad de Cantabria y la del resto de España.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 160 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de Cantabria, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 160: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	1.000	0.883	1.133
1	1.040	0.721	1.442
2	1.137	0.687	1.654
3	0.964	0.675	1.428
4	0.933	0.669	1.394
5	0.941	0.666	1.412
6	0.959	0.664	1.444
7	0.976	0.663	1.473
8	0.988	0.661	1.494
20	0.996	0.661	1.507

Como se aprecia en la tabla 160, un aumento del stock de capital del resto de España mejora la productividad de Cantabria en los dos primeros periodos, para después empeorarla ligeramente. A largo plazo, el stock de capital del resto de España no afecta a la productividad de Cantabria. Por otro lado, el stock de capital del resto de España empeora la productividad del resto de España en todos los periodos. Ambos efectos combinados mejoran la productividad relativa de Cantabria frente al resto de España, y ,por lo tanto, el stock de capital ayuda a reducir la distancia entre la productividad de dicha CA y el resto de CCAA.

IV.6.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock en el capital de Cantabria y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 161: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.64	4.38	0.00	0.00	0.62	1.27	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1	0.53	4.89	0.09	1.93	0.62	1.27	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.58	5.00	0.09	2.20	0.62	1.27	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	0.58	5.02	0.09	2.31	0.62	1.27	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	0.58	5.02	0.09	2.40	0.62	1.27	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	0.58	5.02	0.09	2.40	0.62	1.27	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	0.58	5.02	0.09	2.40	0.62	1.27	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
7	0.58	5.02	0.09	2.40	0.62	1.27	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8	0.58	5.02	0.09	2.40	0.62	1.27	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20	0.58	5.02	0.09	2.40	0.62	1.27	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabla 162: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.98	3.22	1.11	3.69	0.73	1.24
1	0.51	3.13	0.31	3.87	0.04	1.16	1.18	4.82	2.07	7.60	0.96	2.13
2	1.02	6.04	0.73	6.16	0.09	1.67	1.29	5.67	2.31	9.67	1.00	2.73
3	1.18	7.91	0.96	7.80	0.09	1.93	1.31	6.18	2.33	10.58	1.00	3.04
4	1.22	8.47	1.04	8.78	0.11	2.09	1.33	6.51	2.33	11.00	1.00	3.20
5	1.24	8.76	1.04	9.56	0.11	2.18	1.31	6.82	2.33	11.64	1.00	3.31
6	1.22	9.29	1.04	10.00	0.11	2.27	1.31	6.93	2.31	12.27	1.00	3.38
7	1.22	9.64	1.02	10.27	0.11	2.33	1.29	6.93	2.31	12.51	1.00	3.47
8	1.22	9.87	1.02	10.53	0.11	2.36	1.29	7.00	2.29	12.69	1.00	3.49
20	1.16	9.53	0.93	11.02	0.11	2.40	1.22	7.04	2.24	12.73	1.00	3.56

IV.7. Comunidad de Castilla y León

IV.7.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \ln Y_{ct}$

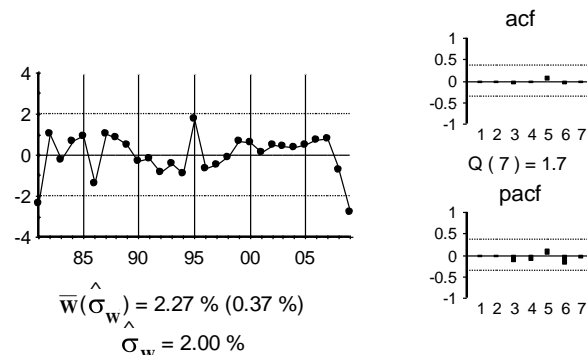


Gráfico 175: Gráfico de y_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$y_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF sin retardos, ya que la serie original es un paseo aleatorio

Tabla 163: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
0	-5.37	0.00	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

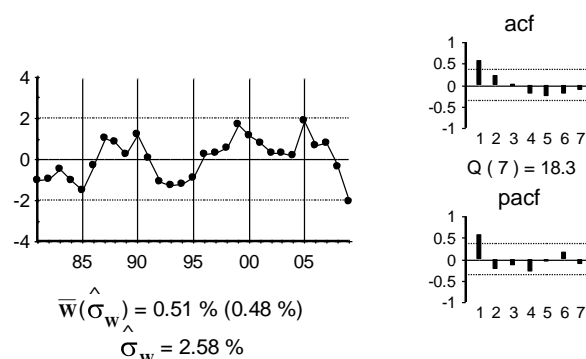


Gráfico 176: Gráfico de l_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.67B)l_{ct} = \hat{a}_t$$

(0.16)

Y los residuos de dicha estimación:

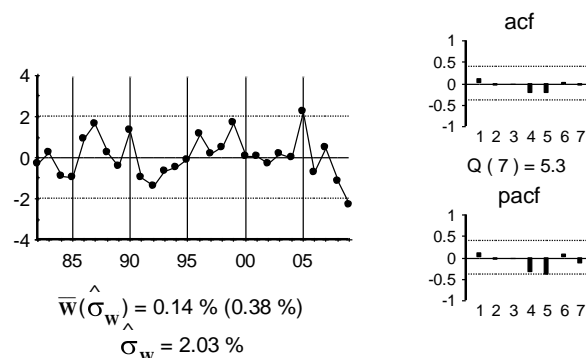


Gráfico 177: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original es un autorregresivo de orden 1.

Tabla 164: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.37	0.16	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Aunque la tabla anterior no rechaza la existencia de raíz unitaria para la serie $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$, se concluye que la misma es estacionaria. En primer lugar, el valor del ADF con $p=3$ es -2.87 y, por tanto, significativo a un nivel de significación del 5% y, en segundo lugar, se parte del supuesto, *a priori*, de que la producción y el empleo de una misma CA tienen el mismo orden de integración, ya que de no ser así las respuestas de una variable ante movimientos en la otra no serían creíbles.

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$

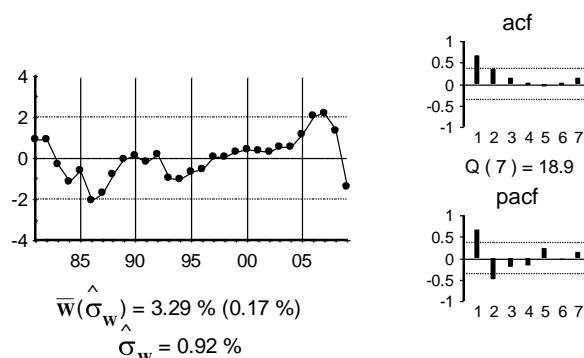


Gráfico 178: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$

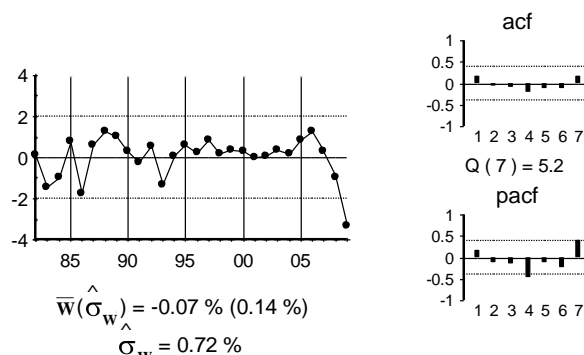


Gráfico 179: Gráfico de ∇k_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, al tener la serie original una raíz unitaria.

Tabla 165: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.82	0.07	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \ln Y_{et}$

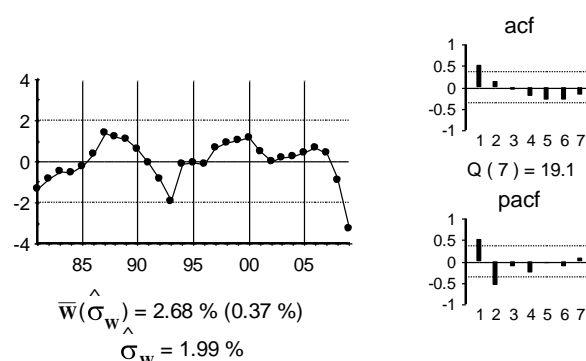


Gráfico 180: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \ln Y_{et}$

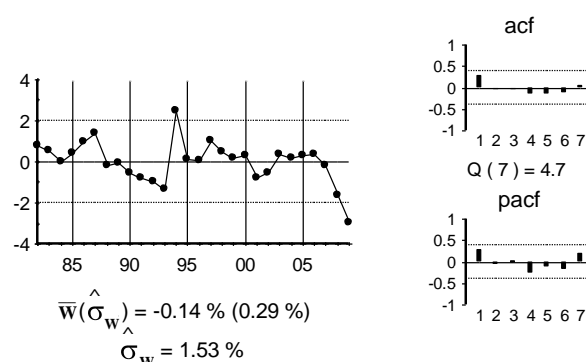


Gráfico 181: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla y_{et} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, al tener la serie original una raíz unitaria.

Tabla 166: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-1.81	0.37	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

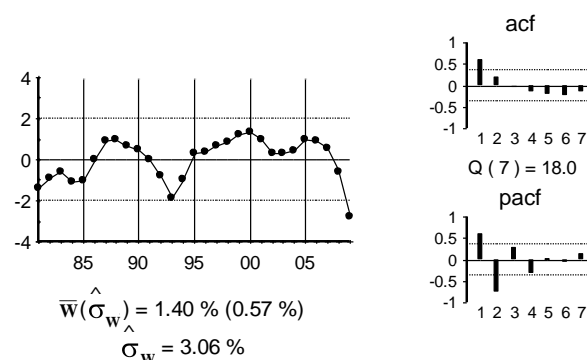


Gráfico 182: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \ln L_{et}$

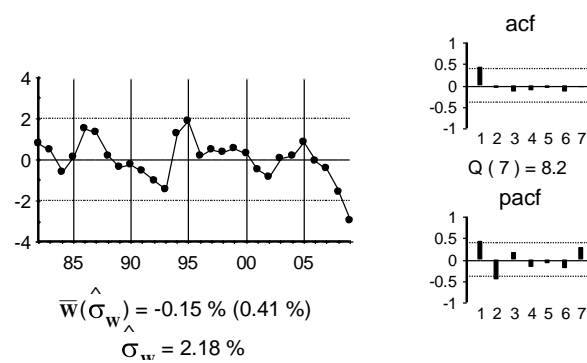


Gráfico 183: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.62B) \nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

(0.20)

Y los residuos de dicha estimación:

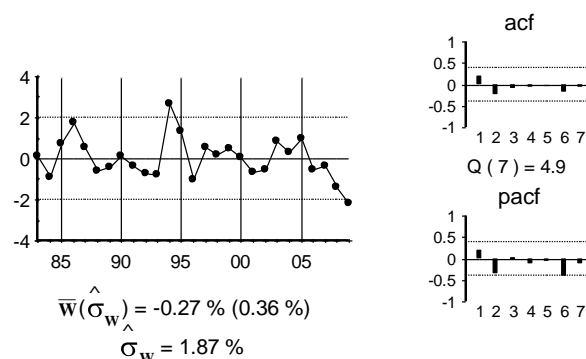


Gráfico 184: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 167: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.66	0.44	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

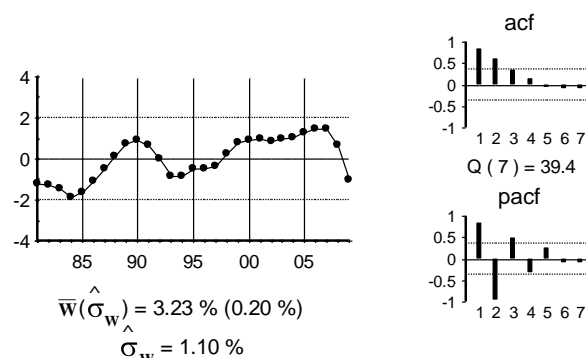


Gráfico 185: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \ln K_{et}$

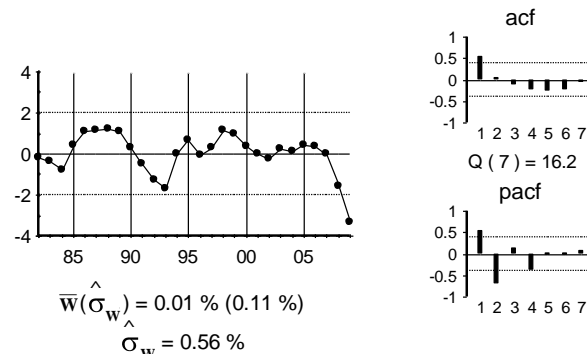


Gráfico 186: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - \underset{(0.20)}{1.27} B + \underset{(0.22)}{0.72} B^2) \nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

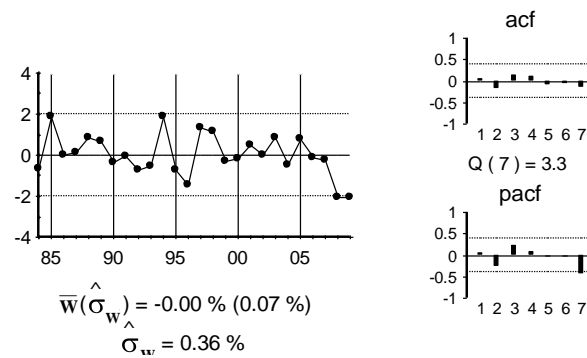


Gráfico 187: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, al tener la serie original una raíz unitaria y seguir un autorregresivo de orden 2.

Tabla 168: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.82	0.07	-3.72	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.7.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 169: Método de Engle y Granger - CA

	p=0	p=1	p=2
Y_{ct}	-2.61	-1.97	-2.40
L_{ct}	-1.33	-0.95	-0.95
k_{ct}	-2.21	-2.78	-2.09

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

El método de Engle y Granger indica que no hay relaciones de cointegración en el grupo de variables de la CA.

Para confirmar que no existen relaciones de cointegración se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste.

Tabla 170: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas Y_{ct}, L_{ct} y k_{ct}				
H₀:Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna	28.73	0.07	20.64	0.06
como mucho 1	8.10	0.46	6.58	0.54
como mucho 2	1.51	0.22	1.51	0.22
Contraste sin constante en la relación de cointegración y VEC (1). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica que no existe ninguna relación de cointegración, por lo tanto se concluye que no hay relaciones de cointegración en el grupo de variables de Castilla y León.

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinado que no existen relaciones de cointegración entre las variables de la CA, se buscan relaciones de cointegración en las variables del resto de España. En la siguiente tabla se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 171: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-4.05	-3.49	-2.46
l_{et}	-3.94	-3.60	-2.58
k_{et}	-2.42	-2.60	-2.22

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

Los resultados del test muestran dos relaciones de cointegración, una entre y_{et} y el resto de variables, y otra entre l_{et} y el resto de variables.

En la tabla siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto, excluyéndolas una a una. La tabla indica que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración pero no la variable k_{et} .

Tabla 172: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.69	-1.07	-1.03
k_{et}	-2.76	-1.92	-1.14
k_{et}^*	-3.23	-2.30	-1.54

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

En la tabla siguiente se muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{et} con el resto, excluyéndolas una a una. La tabla indica que la variable y_{et} debe estar en la relación de cointegración pero la variable k_{et} no.

Tabla 173: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-0.68	-1.90	-0.94
k_{et}	-2.81	-2.15	-1.14

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.020 + 0.55l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.002) (0.05)

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

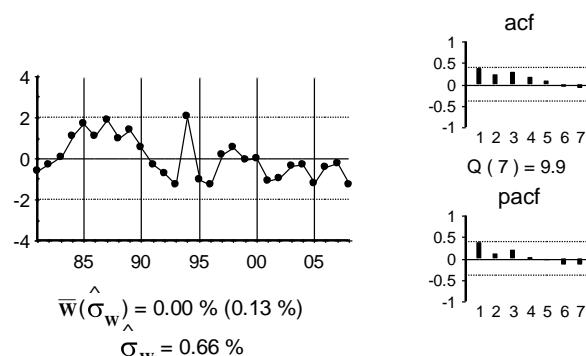


Gráfico 188: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste, para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 174: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et}, l_{et} y k_{et}				
H ₀ : Nº de relaciones	Estadístico Trazas	Trazas (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	18.98	0.01	16.72	0.02
como mucho 1	2.27	0.13	2.27	0.13
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Se observa que dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - 0.56 l_{et} \quad (0.05)$$

Esta relación se presenta en el gráfico siguiente:

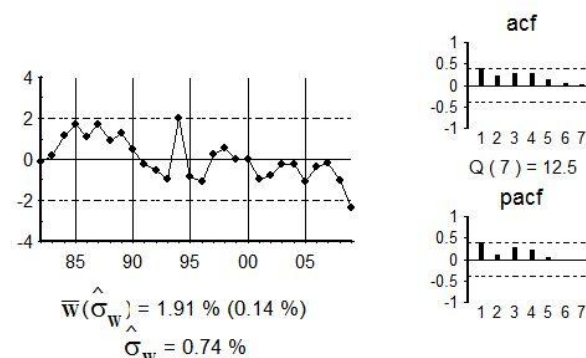


Gráfico 189: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

El método de Johansen lleva a la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger, tiene una interpretación económica clara, y por lo tanto, se concluye que dicha relación de cointegración existe.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y por lo tanto:

$$ecm1_t = y_{et} - 0.56l_{et}$$

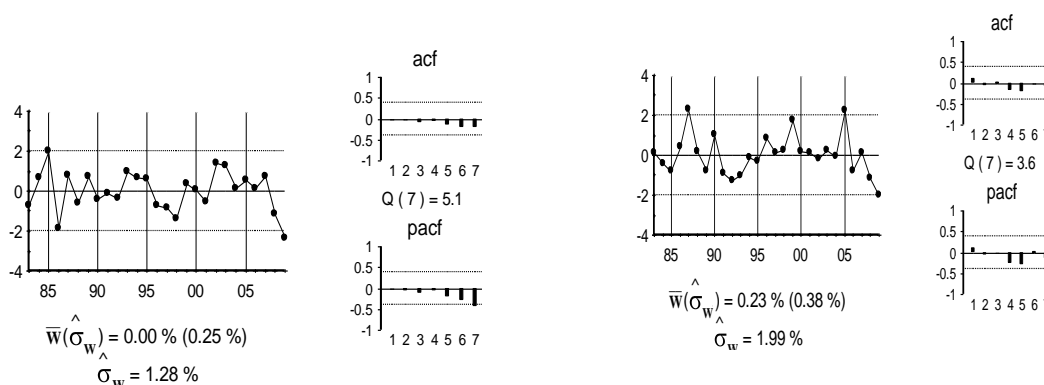
IV.7.3. Modelo multivariante

Con la relación de cointegración obtenida por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 175: Resultados del modelo multivariante

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.022 (0.002)	0	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	-0.113 (0.057)	0	0
y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	0.215 (0.085)	0.571 (0.139)	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	1.06 (0.627)	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0.918 (0.162)	0	0	0.439 (0.184)	1.076 (0.215)	0.286 (0.053)
∇l_{et-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	0	0.803 (0.232)	0	0	0

El gráfico de los residuos y de la FCC se presentan a continuación.



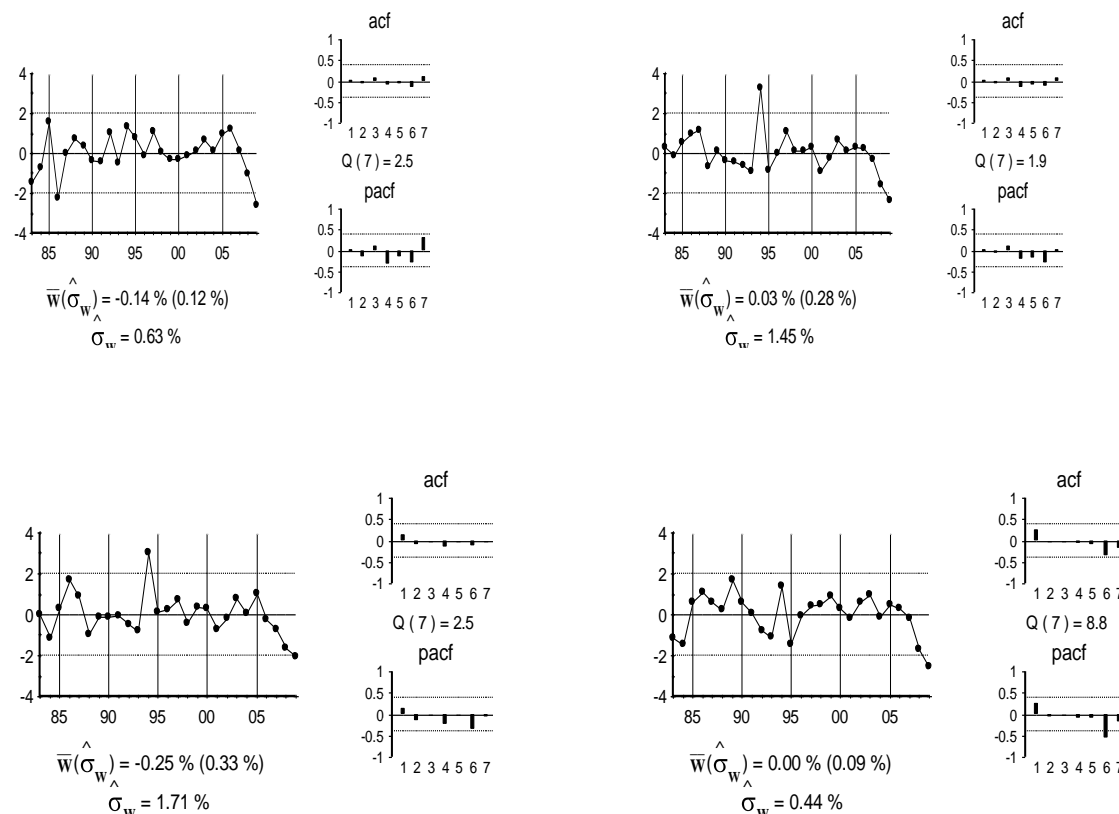


Gráfico 190: Gráficos de los residuos

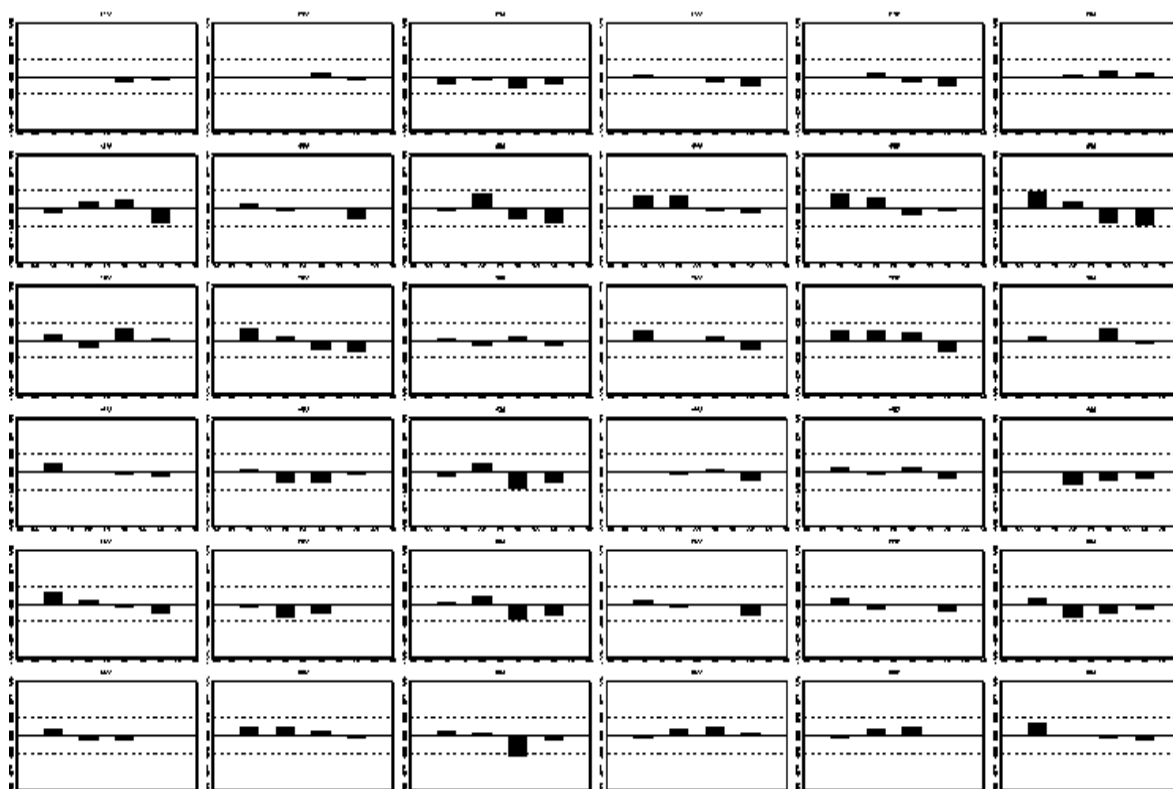


Gráfico 191: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la tabla siguiente.

Tabla 176: Correlaciones instantáneas

1.00	0.15	0.60	0.33	0.27	0.34
0.15	1.00	0.11	0.43	0.48	0.49
0.60	0.11	1.00	0.42	0.38	0.45
0.33	0.43	0.42	1.00	0.90	0.72
0.27	0.48	0.38	0.90	1.00	0.69
0.34	0.49	0.45	0.72	0.69	1.00

Se observa que hay correlaciones significativas entre el capital del resto de España y la producción y el empleo del resto de España. También entre el capital de la CA sobre la producción de la misma, y el capital del resto de España sobre el empleo de la Comunidad. Se modelizan a partir de los supuestos del marco teórico, especificando que el capital es el que afecta al resto de variables.

Con dichos supuestos se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 177: Matriz V

1.00	0.00	-1.20	0.00	0.00	0.00
0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	-2.23
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	-2.36
0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	-2.73
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 178: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	0.06	0.03	0.05	0.01	0.08
0.06	1.00	-0.10	0.13	0.26	0.00
0.03	-0.10	1.00	0.15	0.06	0.46
0.05	0.13	0.15	1.00	0.83	-0.01
0.01	0.26	0.06	0.83	1.00	-0.01
0.08	0.00	0.46	-0.01	-0.01	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 179: Resultados del modelo estructural

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.022	0	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	-0.113	0	0
y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	0.215	0.571	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	1.06	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0.918	-0.637	0	-0.237	0.296	0.286
∇l_{et-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{et-1}	-0.966	0	0.803	0	0	0
∇k_{ct}	1.203	0	0	0	0	0
∇k_{et}	0	2.227	0	2.364	2.727	0

IV.7.4. Función de respuesta al impulso

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de Castilla y León

En la tabla 180 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de Castilla y León. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 180: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	1.203	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
1	0.000	1.060	1.000	0.000	0.000	0.000
2	0.228	0.605	1.000	0.000	0.000	0.000
3	0.130	0.346	1.000	0.000	0.000	0.000
4	0.074	0.197	1.000	0.000	0.000	0.000
5	0.042	0.113	1.000	0.000	0.000	0.000
6	0.024	0.064	1.000	0.000	0.000	0.000
7	0.014	0.037	1.000	0.000	0.000	0.000
8	0.008	0.021	1.000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000

Como se observa en la tabla 180, así como en los gráficos 192 y 193, un aumento permanente del stock de capital de Castilla y León, provoca un aumento instantáneo de un 1.20 % en la producción de dicha CA, y un aumento de un 1.06% del empleo en el primer periodo, ya que, a diferencia de la producción, el empleo no reacciona de forma instantánea. Pero dichos efectos no son permanentes, se van reduciendo de forma progresiva hasta desaparecer en el noveno periodo. Además, ambos efectos sólo tienen lugar en la CA, ya que dicho stock no es capaz de generar ningún aumento, ni a corto ni a largo plazo, sobre la producción y/o el empleo del resto de España.

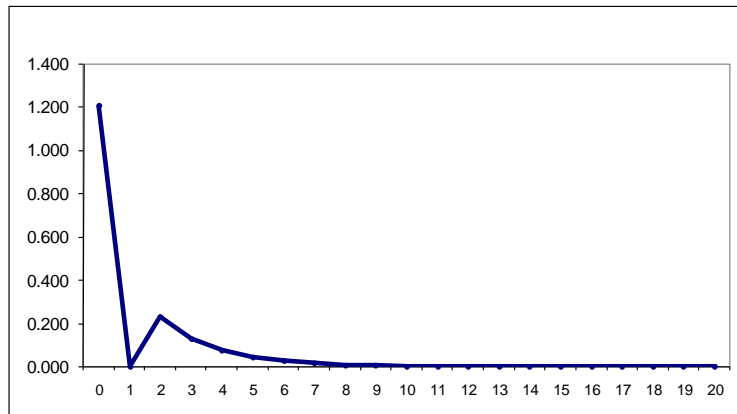


Gráfico 192: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}

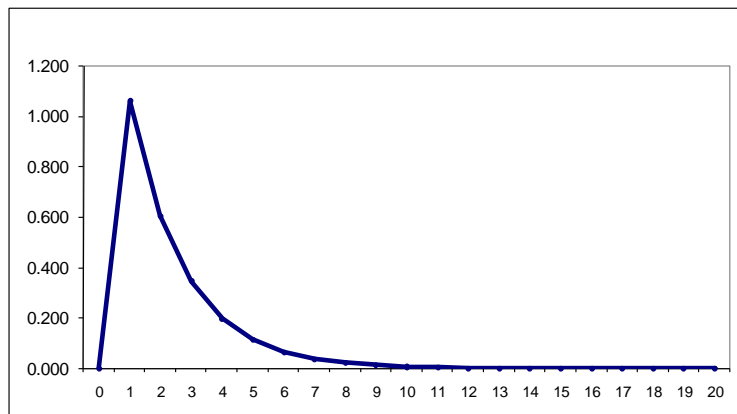


Gráfico 193: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

El nivel del stock de capital permanece constante (un 1% sobre el stock de capital inicial) ya que en esta Comunidad no se producen relaciones de retroalimentación entre dicho stock y el resto de variables, por lo que las respuestas de las variables son exactamente las elasticidades, y, por lo tanto, se concluye que la elasticidad de la producción de Castilla y León a corto plazo es 1.20%, y 0% a largo plazo. Además, la elasticidad del empleo de Castilla y León a corto plazo es 1.06%, y 0% a largo plazo. En cuanto a las elasticidades de la producción y el empleo del resto de España, son 0% tanto a corto como a largo plazo.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 181 se presentan las respuestas de la producción de Castilla y León (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Castilla y León (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de Castilla y León.

Tabla 181: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	362.394	0.000	1000	0.000	0.000	0.000
1	0.000	7.604	1000	0.000	0.000	0.000
2	68.646	4.342	1000	0.000	0.000	0.000
3	39.197	2.479	1000	0.000	0.000	0.000
4	22.381	1.416	1000	0.000	0.000	0.000
5	12.780	0.808	1000	0.000	0.000	0.000
6	7.297	0.462	1000	0.000	0.000	0.000
7	4.167	0.264	1000	0.000	0.000	0.000
8	2.379	0.150	1000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1000	0.000	0.000	0.000

La tabla 181 muestra que un aumento de 1000 millones en el stock de capital de Castilla y León genera un aumento instantáneo de la producción de Castilla y León de algo más de 362 millones de euros. Por su parte, el empleo tarda un periodo en reaccionar, con un incremento de 7604 empleos. A partir de ese momento, ambos efectos van disminuyendo hasta desaparecer en el largo plazo. De nuevo, estos efectos sólo tienen lugar en la CA y no en el resto de España.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 182 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 182: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	2.227	0.000	2.364	2.727	1.000
1	2.649	1.272	0.803	3.304	5.271	1.676
2	1.136	1.577	1.346	3.671	6.282	1.945
3	0.676	1.476	1.562	3.807	6.677	2.050
4	0.443	1.072	1.646	3.852	6.824	2.089
5	0.272	0.701	1.677	3.861	6.872	2.102
6	0.159	0.434	1.688	3.855	6.881	2.104
7	0.088	0.259	1.690	3.845	6.875	2.103
8	0.046	0.150	1.688	3.833	6.864	2.100
20	0.021	0.084	1.686	3.821	6.852	2.096

Como se observa en la tabla 182, así como en los gráficos 194 y 195, un aumento permanente del stock de capital del resto de España solo produce efectos a corto plazo en la producción y en el empleo de Castilla y León. En el primer periodo, la producción aumenta un 2.65% , y a partir de ese momento, se reduce hasta hacerse cero en el noveno periodo. En cuanto a la respuesta del empleo, tras un aumento instantáneo del 2.23%, ésta se va reduciendo de forma progresiva hasta su agotamiento en el periodo once.

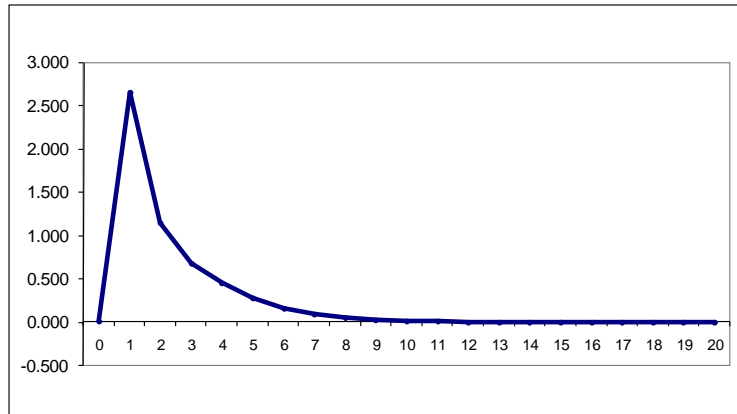


Gráfico 194: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

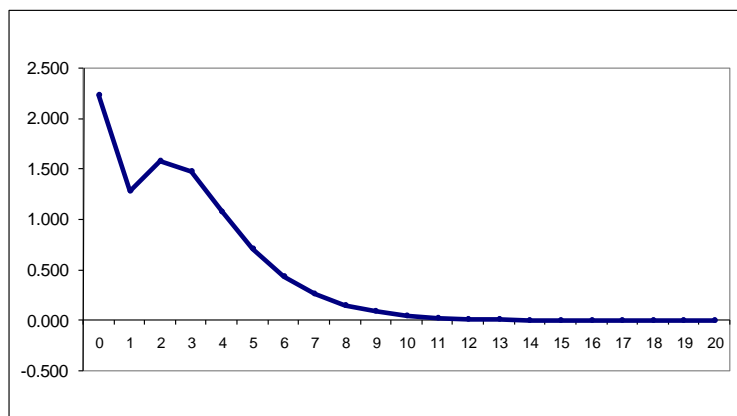


Gráfico 195: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}

Los aumentos del stock de capital del resto de España tienen efectos positivos y significativos sobre el nivel del stock de capital de Castilla y León. Si bien se supone la ausencia de efectos instantáneos por motivos de identificación econométrica, los efectos a largo plazo son significativos, de 1.69 puntos porcentuales. Ambos capitales son complementarios.

En cuanto a los efectos en el resto de España, un aumento del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 3.82% (tabla 182 y gráfico 196), efecto que, prácticamente, se genera en tan solo tres periodos.

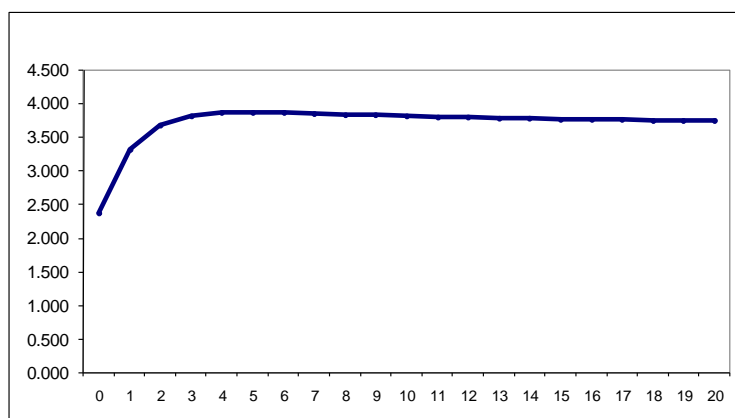


Gráfico 196: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también produce aumentos a largo plazo del empleo del resto de España (tabla 182 y gráfico 197). En concreto, el aumento del empleo a largo plazo se sitúa en el 6.85%, respuesta que de nuevo, es más lenta que obtenida en la producción.

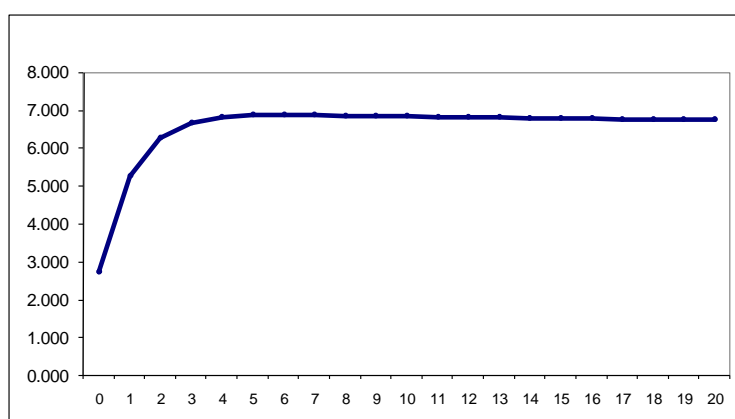


Gráfico 197: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

A diferencia del caso del shock en el stock de capital de Castilla y León, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel, a largo plazo, que alcanza el stock de capital del resto de España es de un 2.14%, superior al 1%. Por este motivo, se calculan las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España en la tabla 183.

Tabla 183: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	0.000	2.227	0.000	2.364	2.727
1	1.580	0.759	0.479	1.971	3.145
2	0.584	0.811	0.692	1.887	3.230
3	0.330	0.720	0.762	1.857	3.257
4	0.212	0.513	0.788	1.844	3.267
5	0.129	0.334	0.798	1.837	3.270
6	0.075	0.206	0.802	1.832	3.270
7	0.042	0.123	0.804	1.829	3.270
8	0.022	0.071	0.804	1.826	3.269
20	0.010	0.040	0.804	1.823	3.269

En la tabla 183 se observa que la elasticidad en el primer periodo de la producción de Castilla y León es 1.58%, elasticidad que va decreciendo de forma progresiva hasta el 0% de largo plazo. El comportamiento de la elasticidad del empleo de Castilla y León es similar, ya que de forma instantánea se sitúa en el 2.28%, y decrece de forma progresiva hasta situarse en el 0% en el largo plazo.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, la elasticidad a corto plazo de la producción del resto de España es superior a la observada para la producción de Castilla y León, 2.28% de forma instantánea. Sin embargo, frente a lo ocurrido en Castilla y León, la elasticidad a largo plazo es significativa y positiva (1.82%). En cuanto al empleo, la elasticidad a corto plazo del resto de España es similar a la de Castilla y León, ya que la elasticidad instantánea se sitúa en el 2.73% (frente al 2.28%), mientras que la elasticidad a largo plazo tiene un comportamiento diferente ya que es significativa y se sitúa en el 3.27% (frente al 0%).

A diferencia de lo ocurrido en el capital de Castilla y León, se observa una complementariedad entre los capitales de Castilla y León y del resto de España ya que la elasticidad a largo plazo del capital de Castilla y León es de un 0.8%.

Como en el caso del shock en el stock de capital de Castilla y León, en la tabla 184 se presentan las respuestas de la producción de Castilla y León (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Castilla y León (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 184: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.999	0.000	761.737	21.435	1000
1	29.768	0.340	29.962	635.256	24.716	1000
2	11.006	0.364	43.274	608.241	25.387	1000
3	6.212	0.323	47.645	598.599	25.601	1000

4	3.994	0.230	49.276	594.299	25.675	1000
5	2.433	0.150	49.910	591.978	25.699	1000
6	1.419	0.092	50.158	590.466	25.703	1000
7	0.791	0.055	50.253	589.316	25.700	1000
8	0.413	0.032	50.286	588.351	25.695	1000
20	0.000	0.000	50.254	581.620	25.639	1000

Como se observa en la tabla 184, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España no genera aumentos permanentes en la producción y el empleo de Castilla y León. Dicha inversión genera, aproximadamente, 30 millones de euros en el primer periodo, cantidad que va decreciendo hasta el octavo periodo, momento en el que se agota la respuesta. La respuesta del empleo es cualitativamente similar, ya que de forma instantánea genera 999 empleos, y decrece de forma progresiva hasta agotarse en el octavo periodo y, por lo tanto, genera 0 empleos a largo plazo.

En el resto de España también se generan aumentos de la producción y del empleo. En concreto, un aumento instantáneo de la producción de 762 millones y de 582 millones en el largo plazo. En cuanto al empleo, la inversión anterior genera algo más de 21400 empleos de forma instantánea y de algo más de 25600 en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: Castilla y León vs resto de España

El gráfico 198 representa la evolución de la productividad del trabajo de Castilla y León y del resto de España durante el periodo muestral. Se observa que la productividad de Castilla y León aumenta de forma significativa durante todo el periodo muestral. En lo que respecta a la productividad del resto de España, también aumenta de forma significativa hasta mediados de los años 90, permaneciendo más o menos estable desde ese momento.

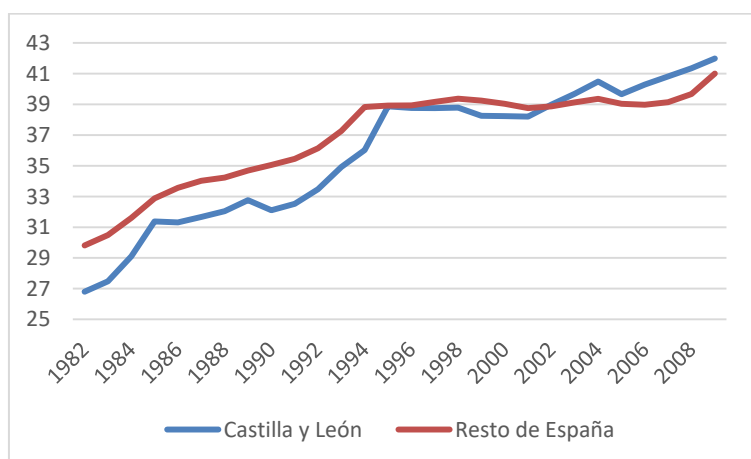


Gráfico 198: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 199 se representa el ratio de ambas productividades (la productividad relativa). Se observa que en los primeros años de la muestra fluctúa en torno a 0.95 pero a partir del año 1995 empieza a crecer hasta tomar valores superiores a la unidad en los últimos años de la muestra. En esos años se concluye que la productividad del trabajo en Castilla y León es superior a la del resto de España.

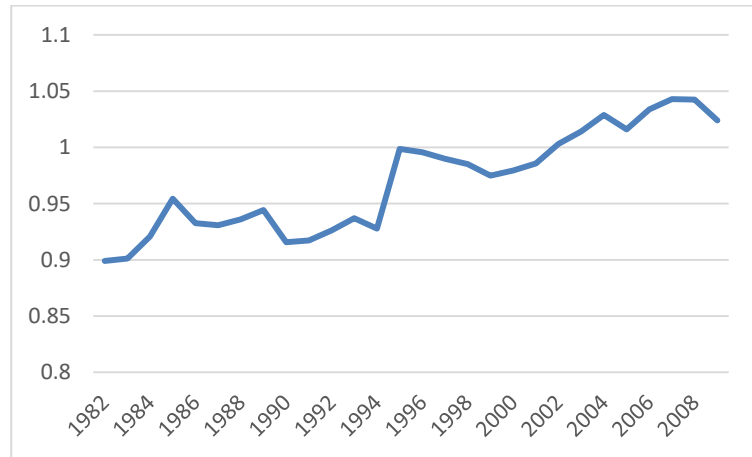


Gráfico 199: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 185 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de Castilla y León sobre la productividad de Castilla y León, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 185: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	2.203	1.000	2.203
1	0.485	1.000	0.485
2	0.765	1.000	0.765
3	0.840	1.000	0.840
4	0.897	1.000	0.897
5	0.937	1.000	0.937
6	0.962	1.000	0.962
7	0.978	1.000	0.978
8	0.987	1.000	0.987
20	1.000	1.000	1.000

Como se observa en la tabla 185, un aumento del stock de capital de Castilla y León mejora la productividad de Castilla y León de forma instantánea, pero la empeora a partir del primer periodo. Además, dicho stock de capital no afecta a la productividad del trabajo en el resto de España, y ,por lo tanto, la productividad relativa sigue el mismo comportamiento que el efecto

sobre la productividad de Castilla y León: se reduce al principio y se mantiene igual a partir del quinto periodo. Por lo tanto, debido a que la productividad de Castilla y León está por encima de la del resto de España, se concluye que el stock de capital de Castilla y León ayuda a reducir las distancia a corto plazo entre la productividad de Castilla y León y la del resto de España, pero a largo plazo la mantiene igual.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 186 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de Castilla y León, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 186: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	0.310	0.902	0.343
1	1.467	0.717	2.047
2	0.875	0.683	1.282
3	0.773	0.671	1.152
4	0.801	0.667	1.202
5	0.847	0.664	1.274
6	0.892	0.663	1.344
7	0.928	0.662	1.401
8	0.954	0.662	1.441
20	0.971	0.661	1.469

Como se observa en la tabla 186, un aumento del stock de capital del resto de España empeora, salvo en el primer periodo, la productividad de Castilla y León y empeora, todavía más, la productividad del resto de España en todos los periodos. La pérdida de productividad de Castilla y León es menor que la del resto de España y, por lo tanto, el efecto del capital del resto de España sobre la productividad relativa es positivo y no contribuye a reducir la diferencia entre Castilla y León y el resto de CCAA.

IV.7.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock en el capital de Castilla y León y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 187: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.32	3.34	0.00	0.00	0.70	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1	0.32	3.34	-1.57	2.27	0.70	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.27	3.52	-2.75	3.43	0.70	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	0.23	3.57	-3.70	3.93	0.70	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	0.18	3.59	-4.45	4.18	0.70	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	0.16	3.61	-5.07	4.39	0.70	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	0.14	3.61	-5.59	4.57	0.70	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
7	0.14	3.61	-6.05	4.68	0.70	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8	0.11	3.61	-6.43	4.77	0.70	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20	0.11	3.61	-7.82	5.02	0.70	1.50	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabla 188: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	0.00	1.32	4.59	0.00	0.00	0.68	3.89	0.80	4.45	0.70	1.43
1	0.34	3.14	2.20	7.27	-0.34	0.61	0.66	4.41	1.09	6.98	0.84	2.18
2	0.18	3.36	2.48	9.43	-0.41	0.89	0.61	4.55	1.09	7.23	0.86	2.32
3	0.05	3.48	2.52	11.16	-0.43	0.93	0.57	4.52	1.07	7.34	0.84	2.32
4	-0.07	3.66	2.55	12.18	-0.43	0.95	0.50	4.55	1.07	7.34	0.84	2.32
5	-0.18	3.84	2.55	12.95	-0.43	0.95	0.45	4.57	1.05	7.32	0.84	2.30
6	-0.25	3.89	2.57	13.61	-0.43	0.95	0.43	4.57	1.02	7.30	0.82	2.30
7	-0.30	3.89	2.57	14.11	-0.43	0.95	0.39	4.59	1.02	7.27	0.82	2.30
8	-0.36	3.89	2.57	14.48	-0.43	0.95	0.34	4.61	1.00	7.25	0.82	2.30
20	-0.70	3.91	2.57	17.14	-0.43	0.95	0.25	4.80	0.93	7.20	0.80	2.30

IV.8. Comunidad de Castilla-La Mancha

IV.8.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \ln Y_{ct}$

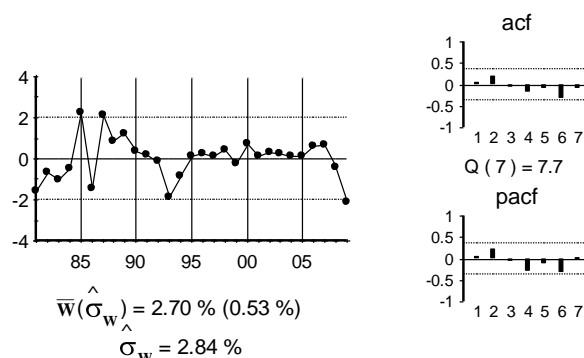


Gráfico 200: Gráfico de y_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$y_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF sin retardos, ya que la serie original es un paseo aleatorio.

Tabla 189: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
0	-4.70	0.00	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

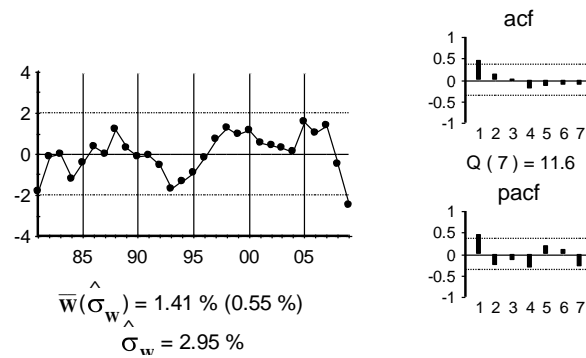


Gráfico 201: Gráfico de l_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.69B)l_{ct} = \hat{a}_t \quad (0.15)$$

Y los residuos de dicha estimación:

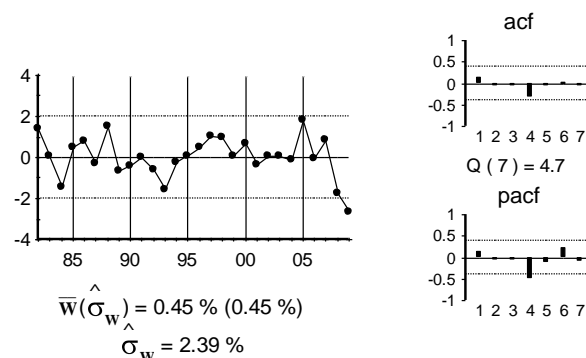


Gráfico 202: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original es un autorregresivo de orden 1.

Tabla 190: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.09	0.25	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Aunque la tabla anterior no rechaza la existencia de raíz unitaria para la serie $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$, concluimos que la misma es estacionaria por dos motivos: en primer lugar, el valor del ADF con $p=3$ es -3.28 (significativo al 5%) y; en segundo lugar, partimos del supuesto, *a priori*, de que la producción y el empleo de una misma CCAA deben tener el mismo orden de integración ya que de no ser así, las respuestas de una variable ante movimientos en la otra no serían creíbles.

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$

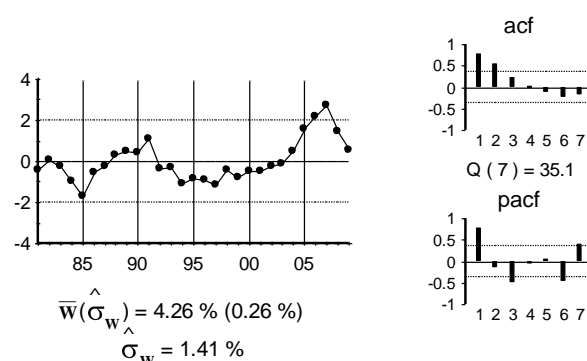


Gráfico 203: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$

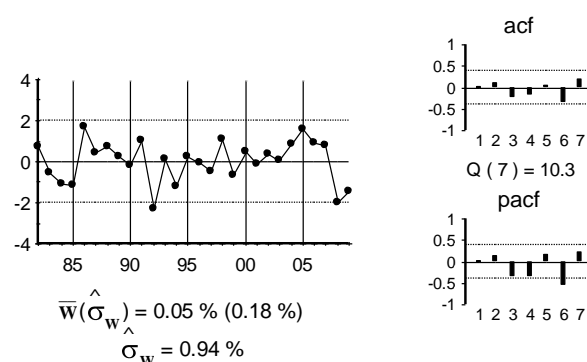


Gráfico 204: Gráfico de ∇k_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 191: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-1.84	0.35	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \text{Ln} Y_{et}$

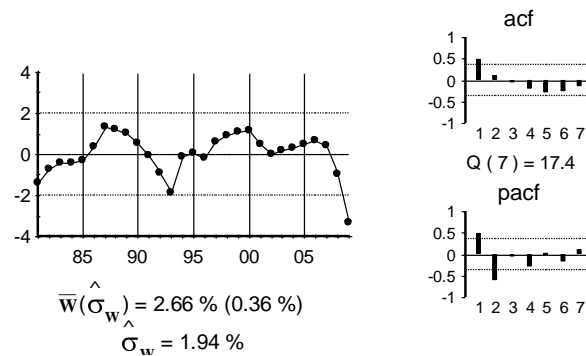


Gráfico 205: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \text{Ln} Y_{et}$

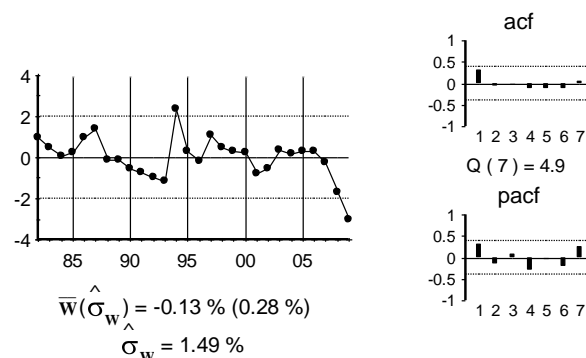


Gráfico 206: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.46B) \nabla y_{et} = \hat{a}_t \quad (0.22)$$

Y los residuos de dicha estimación:

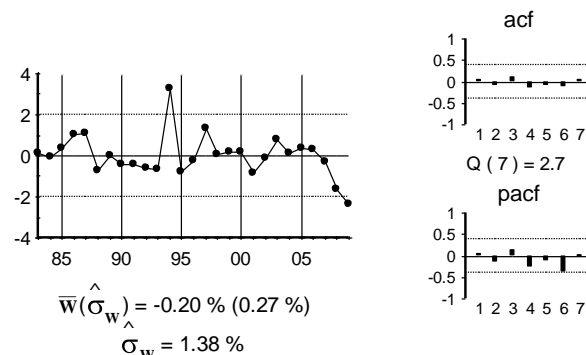


Gráfico 207: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, al tener la serie original una raíz unitaria y seguir un autorregresivo de orden 1.

Tabla 192: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.70	0.42	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

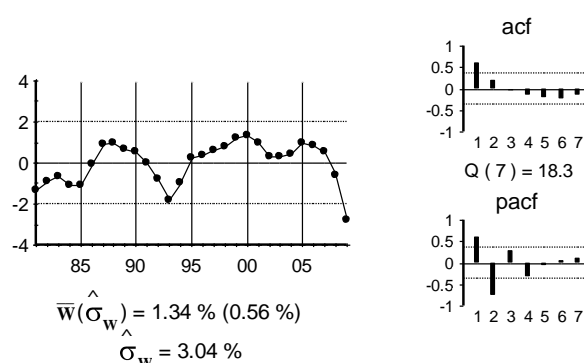


Gráfico 208: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \ln L_{et}$

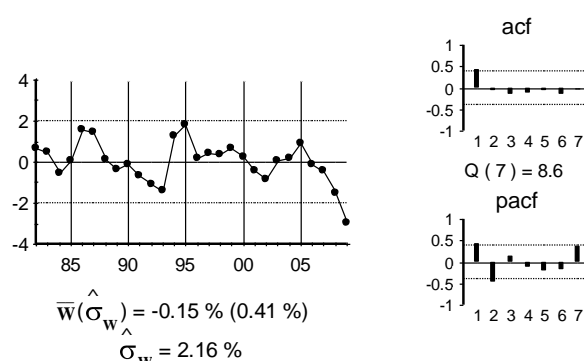


Gráfico 209: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - \underset{(0.21)}{0.81B} + \underset{(0.23)}{0.50B^2}) \nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

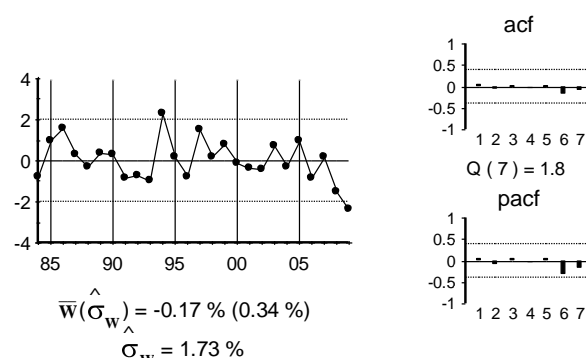


Gráfico 210: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, al tener la serie original una raíz unitaria y seguir un autorregresivo 2.

Tabla 193: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.38	0.16	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

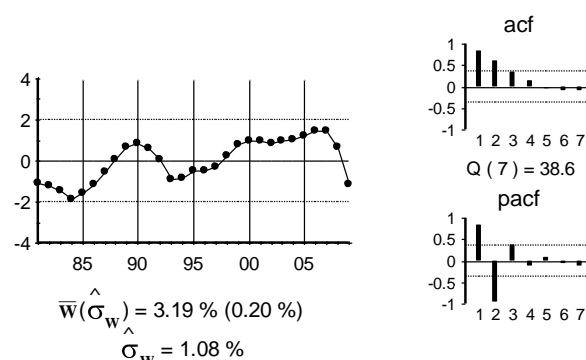


Gráfico 211: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \ln K_{et}$

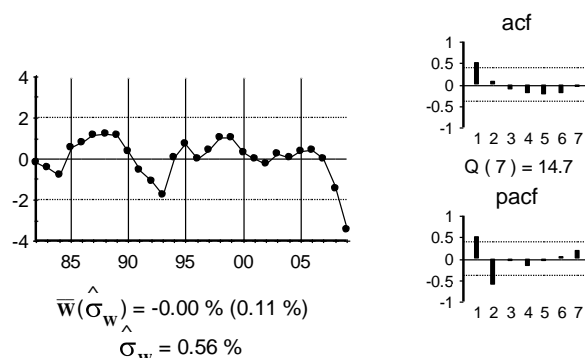


Gráfico 212: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - \underset{(0.22)}{1.19} B + \underset{(0.24)}{0.62} B^2) \nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

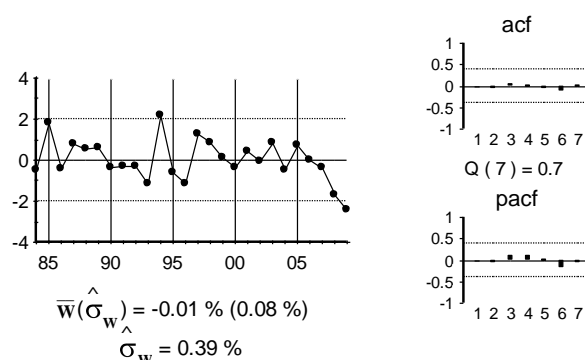


Gráfico 213: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, al tener la serie original una raíz unitaria y seguir un autorregresivo 2.

Tabla 194: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.49	0.13	-3.72	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.8.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 195: Método de Engle y Granger - CA

	p=0	p=1	p=2
Y_{ct}	-1.71	-1.46	-2.40
L_{ct}	-1.67	-1.28	-2.03
k_{ct}	-2.55	-2.29	-3.08

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

El método de Engle y Granger indica que no hay relaciones de cointegración. Para confirmar que no existen relaciones de cointegración se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste, para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 196: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas Y_{ct}, L_{ct} y k_{ct}				
H₀:Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna	19.47	0.46	14.28	0.34
como mucho 1	5.20	0.79	3.56	0.90
como mucho 2	1.64	0.20	1.64	0.20
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (1). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

El contraste de Johansen indica que no existe ninguna relación de cointegración, por lo tanto se concluye que no hay relaciones de cointegración en el grupo de variables de la Comunidad de Castilla-La Mancha.

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinado que no existen relaciones de cointegración entre las variables de la CA, se buscan relaciones de cointegración en las variables del resto de España.

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 197: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-4.03	-3.94	-2.61
l_{et}	-3.95	-4.07	-2.72
k_{et}	-2.61	-2.88	-2.20

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

La tabla anterior muestra una relación de cointegración entre y_{et} y el resto de variables.

Tabla 198: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.68	-1.16	-0.94
k_{et}	-2.53	-1.98	-1.08
k_{et}^*	-3.20	-2.43	-1.55

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

La tabla anterior muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto, excluyéndolas una a una. Los resultados de la misma indican que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración pero la variable k_{et} no debe estar.

Por lo tanto se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.020 + 0.53l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.001) (0.05)

Los residuos de dicha relación se presentan en el siguiente gráfico:

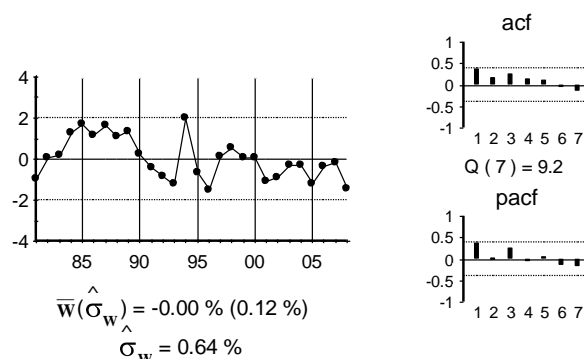


Gráfico 214: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar la existencia de dicha relación de cointegración se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste, para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 199: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et} , l_{et} y k_{et}				
H ₀ :Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	19.80	0.01	17.34	0.02
como mucho 1	2.46	0.12	2.46	0.12
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Se observa que dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - 0.54l_{et} \quad (0.05)$$

Esta relación se presenta en el gráfico siguiente:

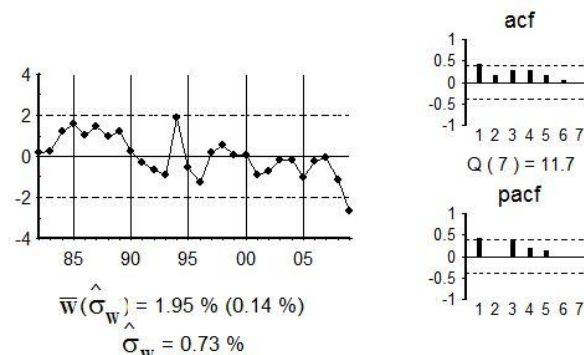


Gráfico 215: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

El método de Johansen lleva a la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger, tiene una interpretación económica clara, y por lo tanto, se concluye que dicha relación de cointegración existe.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y por lo tanto:

$$ecm1_t = y_{et} - 0.54l_{et}$$

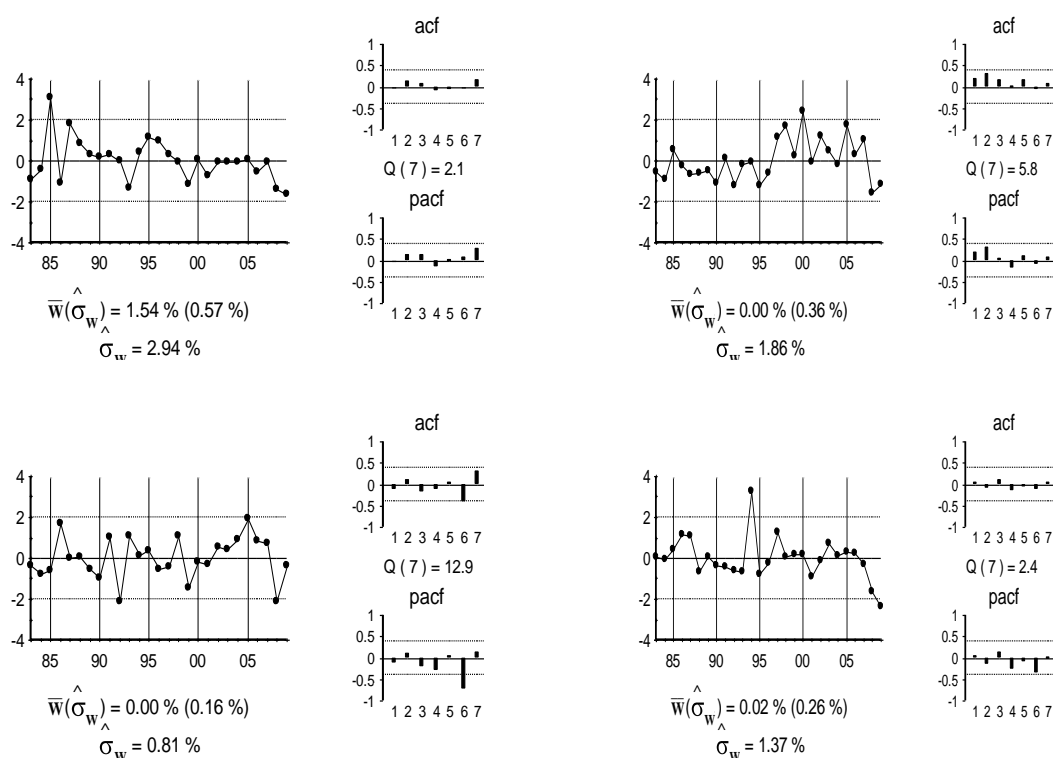
IV.8.3. Modelo multivariante

Con la relación de cointegración obtenida por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 200: Resultados del modelo multivariante

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0	0	-0.001 (0.001)	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	-0.111 (0.053)	0	0
y_{ct-1}	0	0.468 (0.076)	0	0	0	0
l_{ct-1}	0.746 (0.189)	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	1.416 (0.310)	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0	0.744 (0.261)	0	0.5 (0.199)	1.128 (0.247)	0.297 (0.063)
∇l_{et-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	0	1.126 (0.320)	0	0	0

Los residuos y la FCC se presentan en los gráficos siguientes.



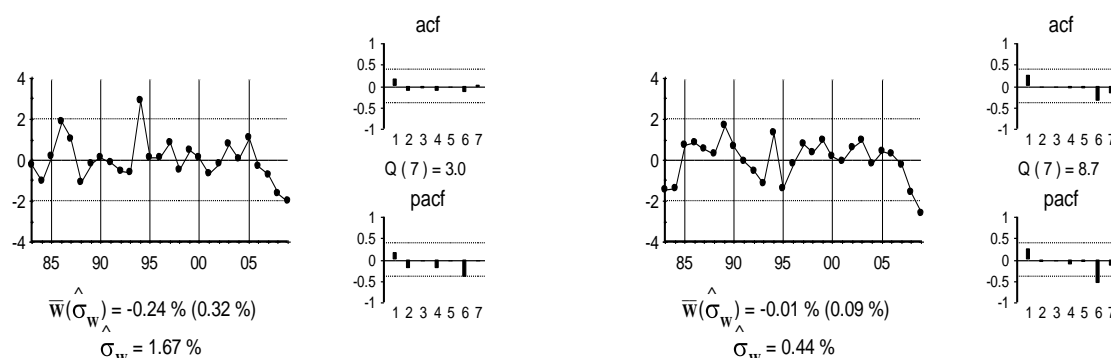


Gráfico 216: Gráfico de los residuos

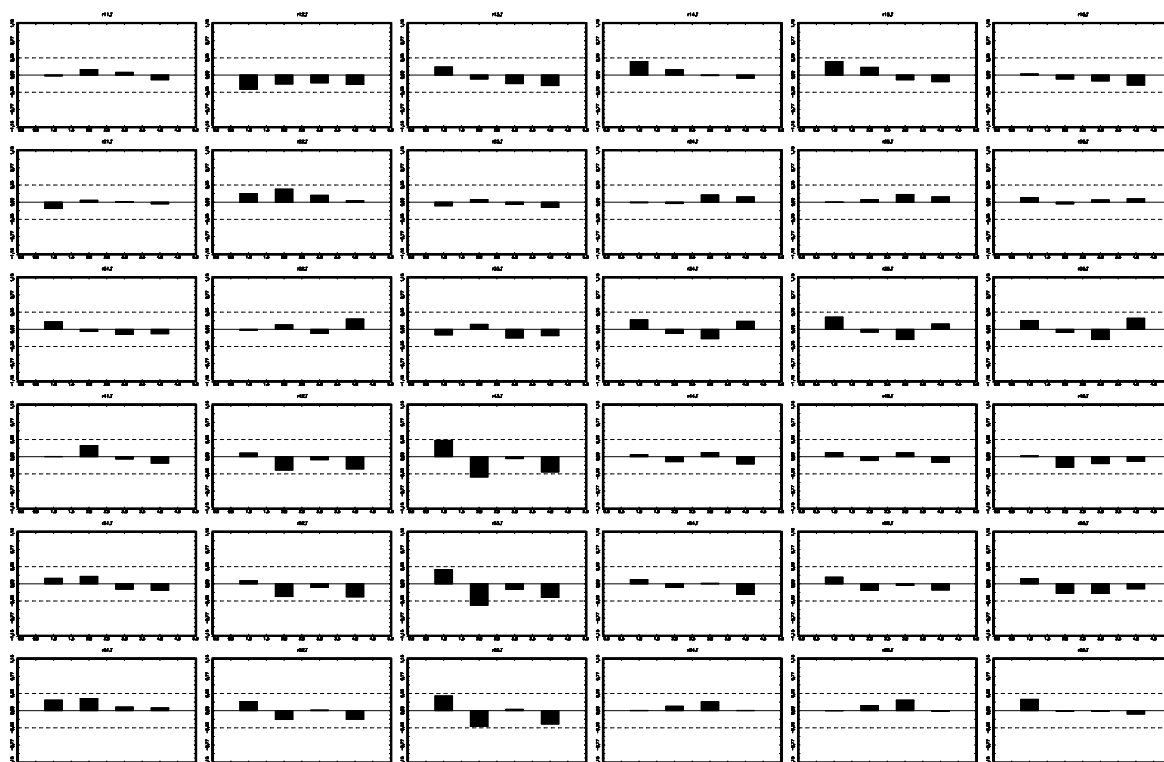


Gráfico 217: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la siguiente tabla.

Tabla 201: Correlaciones instantáneas

1.00	0.10	0.01	0.31	0.20	0.35
0.10	1.00	0.50	0.35	0.28	0.44
0.01	0.50	1.00	0.26	0.32	0.19
0.31	0.35	0.26	1.00	0.89	0.71
0.20	0.28	0.32	0.89	1.00	0.67
0.35	0.44	0.19	0.71	0.67	1.00

Se observa que hay correlaciones significativas entre el capital del resto de España y la producción y el empleo del resto de España, y también entre el capital de la Comunidad sobre el empleo de la misma. Se modelizan a partir de los supuestos del marco teórico, especificando que el capital es el que afecta al resto de variables.

Con dichos supuestos se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 202: Matriz V

1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-2.66
0.00	1.00	-0.99	0.00	0.00	-1.55
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	-2.20
0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	-2.57
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la tabla.

Tabla 203: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	-0.05	-0.07	0.09	0.05	0.01
-0.05	1.00	0.00	-0.03	-0.18	0.00
-0.07	0.00	1.00	0.17	0.27	0.19
0.09	-0.03	0.17	1.00	0.82	0.00
0.05	-0.18	0.27	0.82	1.00	0.00
0.01	0.00	0.19	0.00	0.00	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 204: Resultados del modelo estructural

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0	0.001	-0.001	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	-0.111	0	0
y_{ct-1}	0	0.468	0	0	0	0
l_{ct-1}	0.746	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	1.416	0	0	0	0
∇y_{et-1}	-0.790	0.285	0	-0.155	0.365	0.297
∇l_{et-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	-1.112	1.126	0	0	0
∇k_{ct}	0	0.988	0	0	0	0
∇k_{et}	2.659	1.545	0	2.205	2.568	0

IV.8.4. Función de respuesta al impulso

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de Castilla-La Mancha

En la tabla 205 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de Castilla-La Mancha. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 205: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.988	1.000	0.000	0.000	0.000
1	0.737	1.416	1.000	0.000	0.000	0.000
2	1.056	0.345	1.000	0.000	0.000	0.000
3	0.257	0.494	1.000	0.000	0.000	0.000
4	0.369	0.120	1.000	0.000	0.000	0.000
5	0.090	0.173	1.000	0.000	0.000	0.000
6	0.129	0.042	1.000	0.000	0.000	0.000
7	0.031	0.060	1.000	0.000	0.000	0.000
8	0.045	0.015	1.000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000

Como se observa en la tabla 205, así como en los gráficos 218 y 219, un aumento permanente del stock de capital de Castilla-La Mancha no produce efectos en el resto de España, y los efectos en la CA, son solo a corto plazo, ya que en el largo plazo desaparecen. De forma instantánea la producción no reacciona, pero en el primer periodo aumenta un 0.74%. En el periodo siguiente el aumento de la producción se sitúa en el 1.06%, momento a partir del cual empieza a decrecer hasta el noveno periodo donde se hace cero.

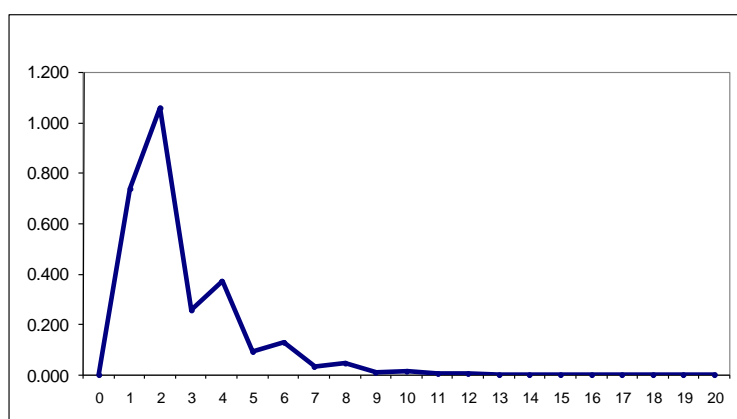


Gráfico 218: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}

En cuanto a los efectos sobre el empleo, de forma instantánea aumenta un 0.99% y en el primer periodo un 1.42%. De nuevo, a partir de ese momento el efecto sobre el empleo se va reduciendo hasta el noveno periodo momento en el que se agota la respuesta.

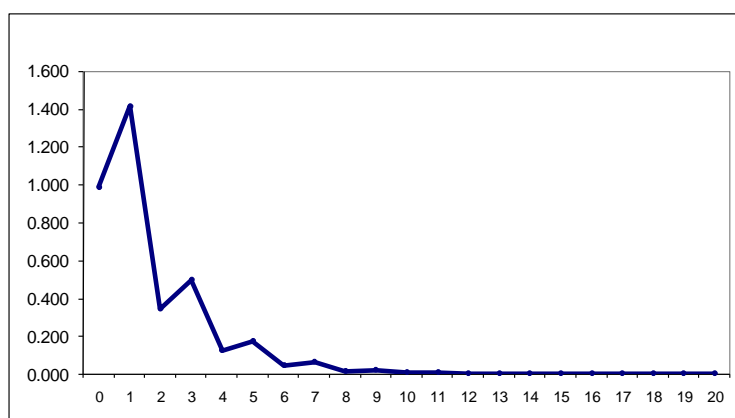


Gráfico 219: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

Debido a que el nivel del stock de capital permanece constante (un 1% sobre el stock de capital inicial) al no producirse relaciones de retroalimentación entre dicho stock y el resto de variables, las respuestas anteriores son exactamente las elasticidades. Por lo tanto, se concluye que la elasticidad de la producción de Castilla-La Mancha a corto plazo es 0.74% y 0% a largo plazo, y la elasticidad del empleo de Castilla-La Mancha a corto plazo es 0.99% y 0% a largo plazo. Por último, las elasticidades de la producción y el empleo del resto de España son 0% tanto a corto como a largo plazo.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 206 se presentan las respuestas de la producción de Castilla-La Mancha (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Castilla-La Mancha (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de Castilla-La Mancha.

Tabla 206: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	7.549	1000	0.000	0.000	0.000
1	191.362	10.823	1000	0.000	0.000	0.000
2	274.356	2.636	1000	0.000	0.000	0.000
3	66.810	3.779	1000	0.000	0.000	0.000
4	95.785	0.920	1000	0.000	0.000	0.000
5	23.325	1.319	1000	0.000	0.000	0.000
6	33.441	0.321	1000	0.000	0.000	0.000
7	8.143	0.461	1000	0.000	0.000	0.000
8	11.675	0.112	1000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1000	0.000	0.000	0.000

La tabla 206 muestra que un aumento de 1000 millones en el stock de capital de Castilla-La Mancha genera un aumento de la producción de dicha CA de algo más de 191 millones en el primer periodo y de 274 millones en el periodo siguiente, así como 7549 empleos de forma instantánea y de 10823 en el segundo periodo. A partir del segundo periodo, dichos efectos empiezan a disminuir hasta desaparecer por completo en el noveno periodo.

Por su parte, los efectos sobre el resto de España son nulos, ya que la inversión en el capital de la CA no genera en el resto de España ni un euro ni un empleo, ni a corto ni a largo plazo.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 207 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 207: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	2.659	1.545	0.000	2.205	2.568	1.000
1	1.153	2.885	1.126	3.216	5.055	1.655
2	2.152	2.887	1.863	3.668	6.196	1.955
3	2.153	2.387	2.202	3.858	6.705	2.089
4	1.781	1.628	2.353	3.927	6.920	2.146
5	1.215	1.099	2.416	3.940	6.998	2.166
6	0.819	0.668	2.439	3.929	7.013	2.170
7	0.499	0.408	2.444	3.907	7.000	2.167
8	0.304	0.224	2.440	3.883	6.976	2.160
20	0.167	0.119	2.433	3.857	6.948	2.153

Como se observa en la tabla 207, así como en los gráficos 220 y 221, un aumento permanente del stock de capital del resto de España únicamente tiene efectos a corto plazo en la producción y el empleo de Castilla-La Mancha. Mientras que la producción aumenta de forma instantánea un 2.66%, momento en que alcanza su máximo valor, el empleo lo hace en un 1.54 % y, tras un repunte en el segundo periodo de un 2.89%, ambos efectos se reducen de forma progresiva hasta agotarse en el largo plazo.

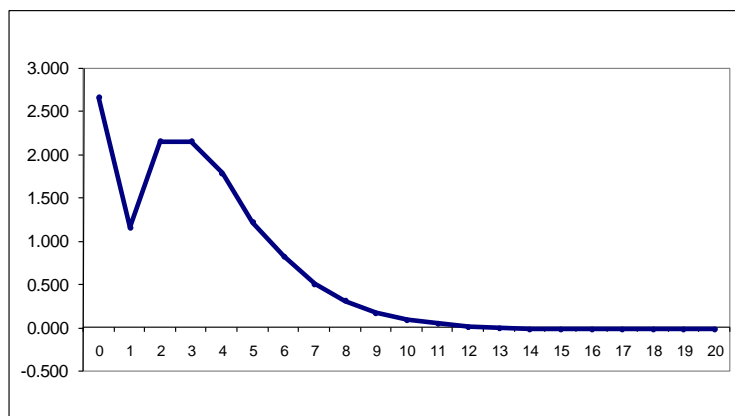


Gráfico 220: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

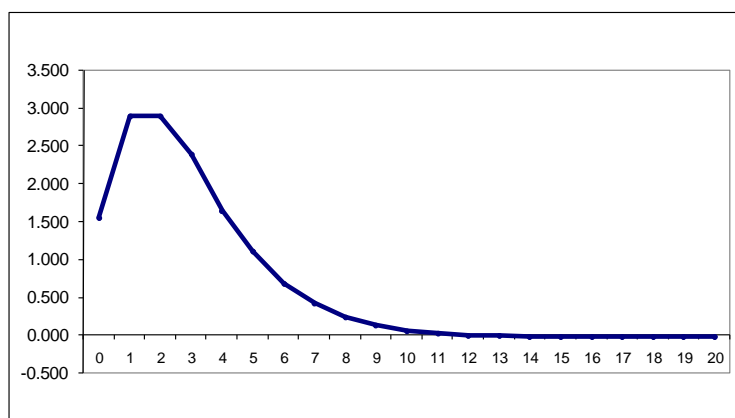


Gráfico 221: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}

Los aumentos del stock de capital del resto de España tienen efectos positivos sobre el nivel del stock de capital de Castilla-La Mancha. Si bien se supone la ausencia de efectos instantáneos por motivos técnicos (de identificación econométrica), los efectos a largo plazo son significativos, de 2.43 puntos porcentuales, por lo que se concluye que ambos capitales son complementarios.

En cuanto a los efectos en el resto de España, un aumento del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 3.86% (tabla 207 y gráfico 222), efecto que, prácticamente, se genera en tan solo tres periodos.

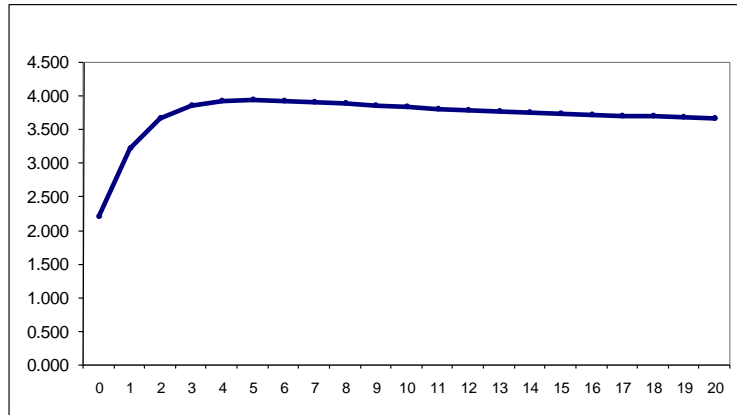


Gráfico 222: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también produce aumentos a largo plazo del empleo del resto de España (tabla 207 y gráfico 223). En concreto, el aumento del empleo a largo plazo se sitúa en el 6.95%, respuesta que de nuevo, es más lenta que la obtenida en la producción.

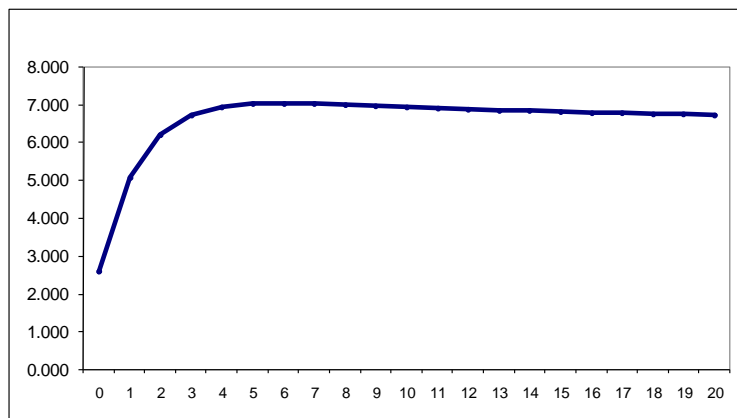


Gráfico 223: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

A diferencia del caso del shock en el stock de capital de Castilla-La Mancha, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel, a largo plazo, que alcanza el stock de capital del resto de España es de un 2.15%, superior al 1%. Por este motivo se calculan en la tabla 208, las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España.

Tabla 208: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	2.659	1.545	0.000	2.205	2.568
1	0.697	1.743	0.680	1.944	3.055
2	1.101	1.476	0.953	1.876	3.169
3	1.031	1.143	1.054	1.846	3.209
4	0.830	0.759	1.096	1.830	3.225
5	0.561	0.507	1.115	1.819	3.230
6	0.378	0.308	1.124	1.810	3.231
7	0.230	0.188	1.128	1.803	3.230
8	0.141	0.104	1.129	1.797	3.229
20	0.078	0.055	1.130	1.791	3.227

En la tabla 208 se observa que la elasticidad instantánea de la producción de Castilla-La Mancha es 2.66%, elasticidad que va decreciendo de forma progresiva hasta el 0% de largo plazo. El comportamiento de la elasticidad del empleo de Castilla-La Mancha es similar, ya que de forma instantánea se sitúa en el 1.54%, y decrece de forma progresiva hasta situarse en el 0% en el largo plazo.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, se observa que la elasticidad a corto plazo de la producción del resto de España es similar a la observada para la producción de Castilla-La Mancha, 2.20% de forma instantánea. Sin embargo, frente a lo ocurrido en Castilla-La Mancha, la elasticidad a largo plazo es positiva (1.79%). Por su parte, la elasticidad a corto plazo del empleo del resto de España es superior a la del empleo de Castilla-La Mancha, ya que la elasticidad instantánea se sitúa en el 2.57% (frente al 1.54%), mientras que la elasticidad a largo plazo tiene un comportamiento diferente ya que es positiva situándose en el 1.77% (frente al 0%).

A diferencia de lo ocurrido en el capital de Castilla-La Mancha, se observa una complementariedad entre los capitales de Castilla-La Mancha y del resto de España ya que la elasticidad a largo plazo del capital de Castilla-La Mancha es de un 1.13%.

Como en el caso del shock en el stock de capital de Castilla-La Mancha, en la tabla 209 se presentan las respuestas de la producción de Castilla-La Mancha (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Castilla-La Mancha (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 209: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	31.131	0.532	0.000	713.826	20.101	1000
1	8.157	0.601	30.673	629.309	23.910	1000
2	12.886	0.509	42.958	607.431	24.804	1000
3	12.066	0.394	47.497	597.889	25.120	1000
4	9.716	0.261	49.421	592.531	25.241	1000
5	6.565	0.175	50.278	588.932	25.283	1000
6	4.421	0.106	50.664	586.180	25.291	1000
7	2.694	0.065	50.835	583.888	25.284	1000
8	1.648	0.036	50.906	581.882	25.271	1000
20	0.000	-0.004	50.842	567.671	25.128	1000

Como se observa en la tabla 209, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España no genera aumentos a largo plazo ni en la producción ni el empleo de Castilla-La Mancha. Dicha inversión genera algo más de 31 millones de euros de forma instantánea, cantidad que va decreciendo hasta el noveno periodo, momento en el que se agota la respuesta. La respuesta del empleo es cualitativamente similar, ya que de forma instantánea genera 532 empleos y decrece de forma progresiva hasta agotarse la respuesta en el noveno periodo y, por lo tanto, generando 0 empleos a largo plazo.

En el resto de España también genera aumentos de la producción y del empleo. En concreto, un aumento instantáneo de la producción de algo menos de 714 millones y de 568 millones en el largo plazo. En cuanto al empleo, la inversión anterior genera 20101 empleos de forma instantánea y 25128 en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: Castilla-La Mancha vs resto de España

El gráfico 224 representa la evolución de la productividad del trabajo de Castilla-La Mancha y del resto de España durante el periodo muestral. Se observa que ambas productividades siguen una evolución muy similar, aumentan de forma significativa hasta mediados de los años 90, momento a partir del cual prácticamente se estabilizan.

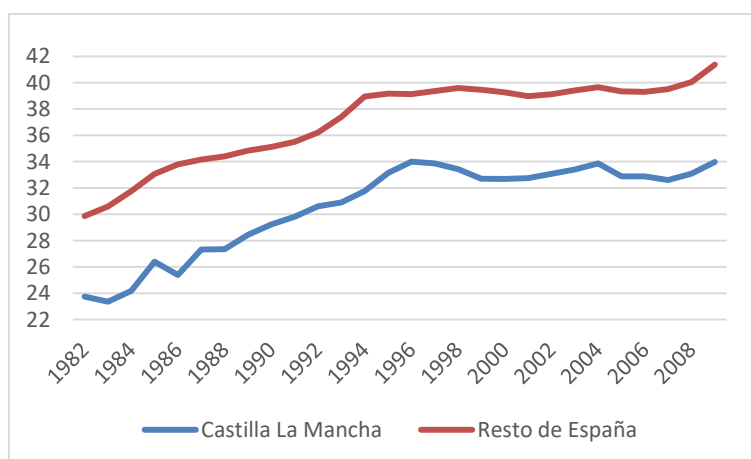


Gráfico 224: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 225 se representa el ratio de la productividad de Castilla-La Mancha respecto al resto de España, la denominada productividad relativa. Vemos que en todos los periodos el ratio es inferior a la unidad, lo que indica que la productividad del trabajo en Castilla-La Mancha es menor que la del resto de España. Dicho ratio presenta un mínimo de 0.75 en 1986, punto de máxima distancia entre ambas productividades. A partir de esa fecha, crece hasta alcanzar un máximo de 0.86 en 1997, momento a partir del cual vuelve a decrecer hasta el 0.82 de 2009.

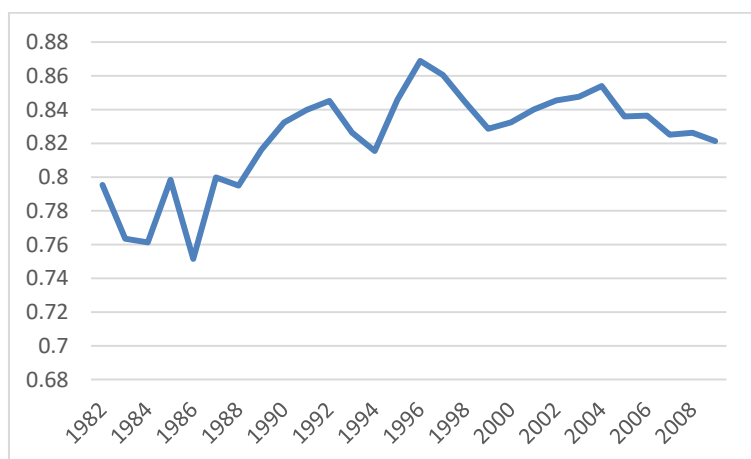


Gráfico 225: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 210 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de Castilla-La Mancha sobre la productividad de Castilla-La Mancha, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 210: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	0.503	1.000	0.503
1	0.719	1.000	0.719
2	1.529	1.000	1.529
3	0.841	1.000	0.841
4	1.222	1.000	1.222
5	0.929	1.000	0.929
6	1.083	1.000	1.083
7	0.973	1.000	0.973
8	1.030	1.000	1.030
20	1.000	1.000	1.000

Como se observa en la tabla 210, un aumento del stock de capital de Castilla-La Mancha alterna a corto plazo los efectos negativos en la productividad del trabajo con los efectos positivos, mientras que a largo plazo no tiene efectos sobre la productividad de dicha CA. Además, el stock de capital de la CA no afecta a la productividad del resto de España en ningún periodo, por lo que los efectos a largo plazo sobre la productividad relativa son nulos.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 211 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de Castilla-La Mancha, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 211: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	1.438	0.898	1.601
1	0.619	0.726	0.852
2	0.848	0.690	1.230
3	0.948	0.676	1.402
4	1.040	0.670	1.553
5	1.036	0.666	1.554
6	1.053	0.664	1.586
7	1.035	0.663	1.562
8	1.034	0.661	1.563
20	1.021	0.660	1.546

Como se observa en la tabla 211, un aumento del stock de capital del resto de España mejora la productividad de Castilla-La Mancha de forma instantánea, la empeora en los tres primeros periodos y, a partir del cuarto periodo, vuelve a mejora dicha productividad hasta el largo plazo. Además el stock de capital empeora, aún más, la productividad del resto de España en todos los periodos. La mejora de la productividad de Castilla-La Mancha y el empeoramiento en el resto de España, hacen que el efecto del capital del resto de España sobre la productividad relativa sea positivo y, por tanto, reduzca las diferencias entre Castilla-La Mancha y el resto de España.

IV.8.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock en el capital de Castilla-La Mancha y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 212: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	0.00	0.00	3.20	0.72	1.25	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1	-0.36	0.93	1.39	5.84	0.72	1.25	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	-0.77	1.93	1.50	5.93	0.72	1.25	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	-0.75	2.11	1.50	6.07	0.72	1.25	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	-0.70	2.32	1.50	6.09	0.72	1.25	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	-0.70	2.36	1.50	6.16	0.72	1.25	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	-0.73	2.43	1.50	6.16	0.72	1.25	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
7	-0.73	2.43	1.50	6.18	0.72	1.25	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8	-0.73	2.45	1.50	6.18	0.72	1.25	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20	-0.73	2.48	1.50	6.18	0.72	1.25	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabla 213: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.80	5.50	-0.45	3.64	0.00	0.00	0.89	3.30	0.86	3.64	0.68	1.34
1	0.89	6.25	0.43	7.32	0.16	1.75	1.14	4.98	1.91	7.66	0.86	2.18
2	0.77	7.43	1.36	10.16	0.23	2.75	1.18	5.86	2.20	9.82	0.86	2.75
3	0.86	8.80	1.89	12.09	0.25	3.39	1.18	6.32	2.20	10.95	0.86	3.00
4	0.89	9.75	2.07	13.43	0.25	3.75	1.18	6.70	2.23	11.95	0.86	3.11
5	0.89	10.27	2.14	14.59	0.25	3.89	1.18	7.05	2.23	12.70	0.86	3.18
6	0.89	10.55	2.18	15.45	0.25	4.02	1.20	7.32	2.23	13.25	0.86	3.20
7	0.89	10.66	2.20	16.09	0.25	4.11	1.16	7.50	2.23	13.66	0.86	3.20
8	0.89	10.75	2.18	16.57	0.25	4.16	1.14	7.66	2.20	13.95	0.86	3.20
20	0.89	11.09	2.02	17.80	0.27	4.23	0.86	8.20	2.18	14.39	0.84	3.27

IV.9. Comunidad de Cataluña

IV.9.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \ln Y_{ct}$

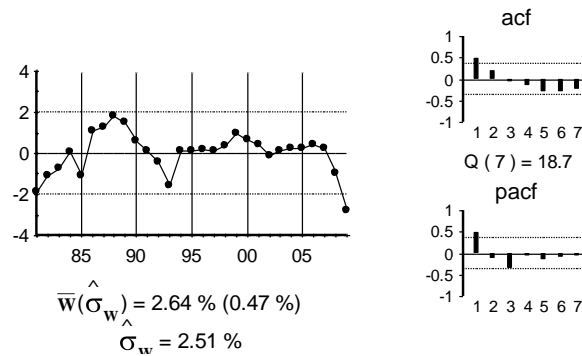


Gráfico 226: Gráfico de y_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{ct} = \nabla^2 \ln Y_{ct}$

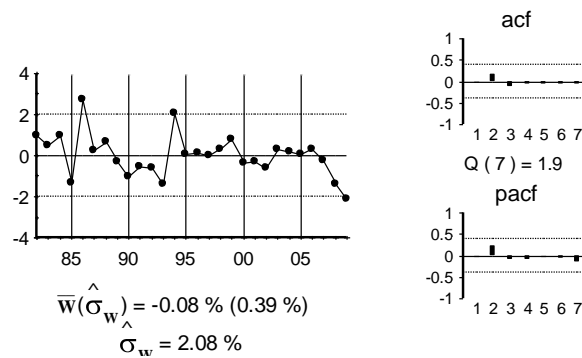


Gráfico 227: Gráfico de ∇y_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla y_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 214: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-1.80	0.37	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

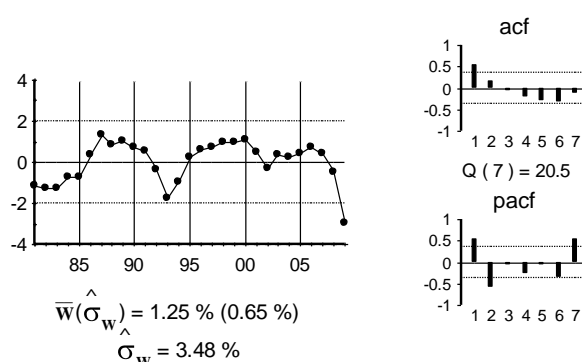


Gráfico 228: Gráfico de l_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{ct} = \nabla^2 \ln L_{ct}$

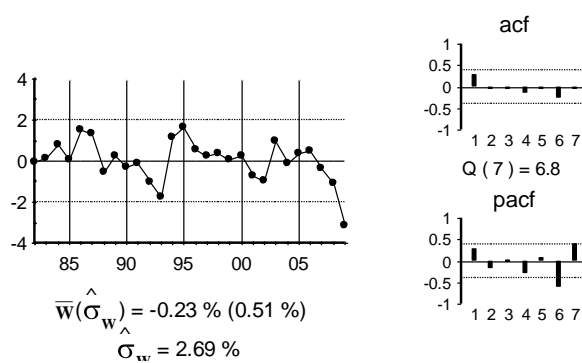


Gráfico 229: Gráfico de ∇l_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla l_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 215: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.28	0.19	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$

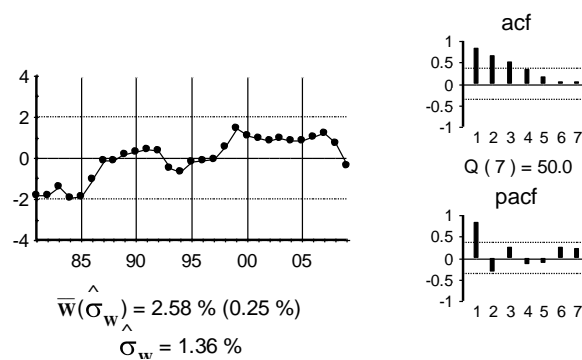


Gráfico 230: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$

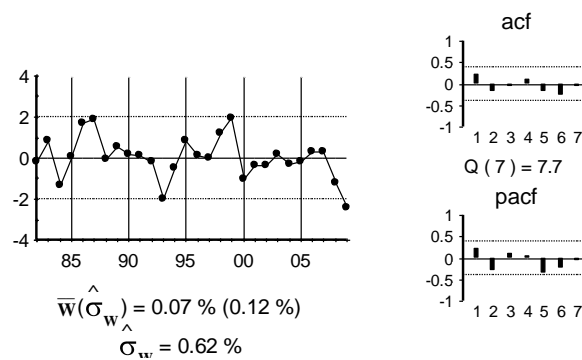


Gráfico 231: Gráfico de ∇k_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 216: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.27	0.19	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \ln Y_{et}$

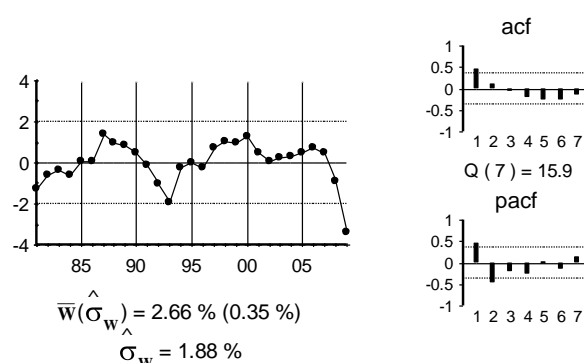


Gráfico 232: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \ln Y_{et}$

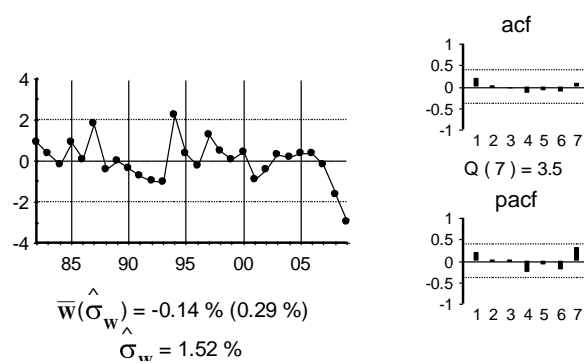


Gráfico 233: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla y_{et} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 217: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-1.67	0.43	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

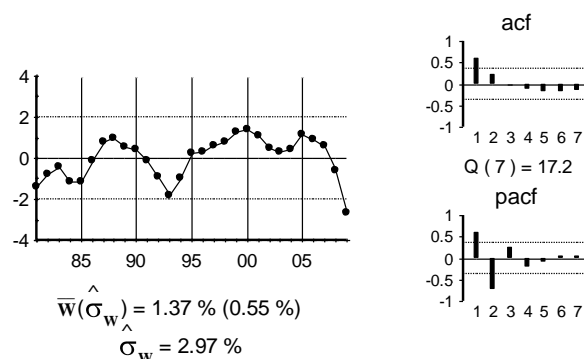


Gráfico 234: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \ln L_{et}$

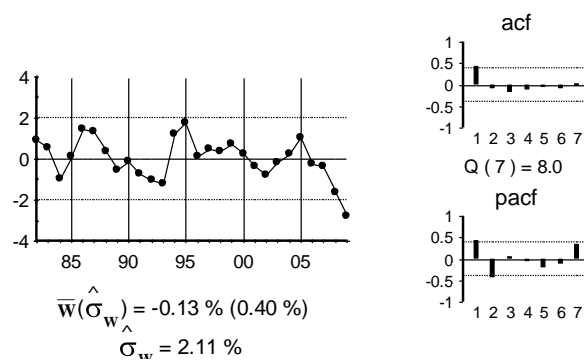


Gráfico 235: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.59B) \nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

(0.19)

Y los residuos de dicha estimación:

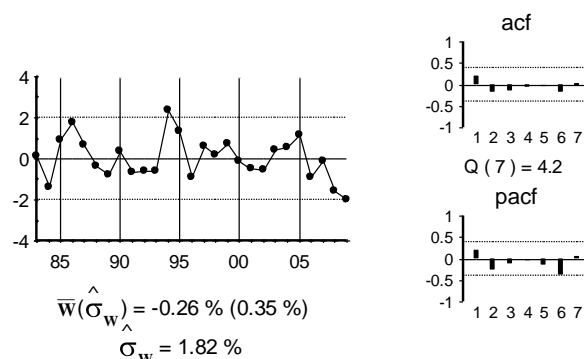


Gráfico 236: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo 1.

Tabla 218: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.70	0.42	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

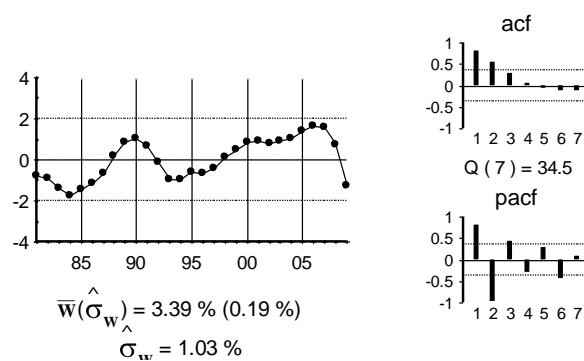


Gráfico 237: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \ln K_{et}$

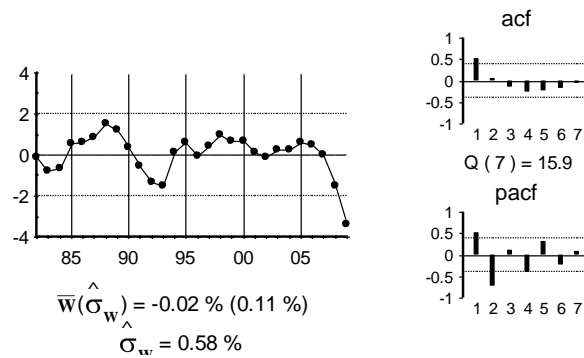


Gráfico 238: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - \underset{(0.20)}{1.30} B + \underset{(0.22)}{0.75} B^2) \nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

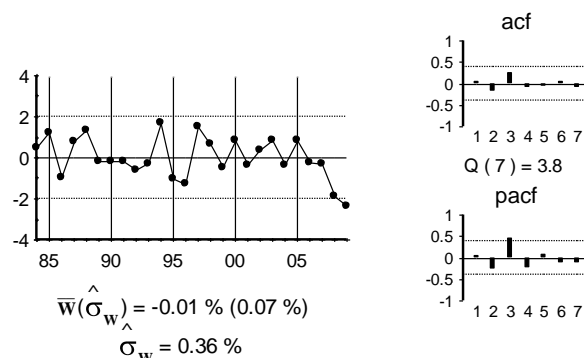


Gráfico 239: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo 2.

Tabla 219: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.42	0.15	-3.73	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.9.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 220: Método de Engle y Granger - CA

	p=0	p=1	p=2
y_{ct}	-5.43	-3.63	-3.57
l_{ct}	-4.82	-3.65	-3.95
k_{ct}	-1.75	-1.44	-0.90

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

El método de Engle y Granger indica que hay una relación de cointegración entre la tasa de crecimiento de la producción y el resto de variables, así como entre la tasa de crecimiento del empleo y el resto de variables.

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{ct} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 221: Método de Engle y Granger – CA – a partir de y_{ct}

	p=0	p=1	p=2
l_{ct}	-1.61	-0.99	-1.50
k_{ct}	-4.78	-2.90	-2.85

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

La tabla anterior indica que la variable l_{ct} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{ct} no debe estar.

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{ct} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 222: Método de Engle y Granger – CA – a partir de l_{ct}

	p=0	p=1	p=2
y_{ct}	-0.67	-1.38	-1.45
k_{ct}	-4.16	-2.88	-3.24

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

La tabla anterior indica que la variable y_{ct} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable l_{ct} no debe estar.

Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{ct} y l_{ct} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{ct} = 0.018 + 0.65 l_{ct} + \hat{\varepsilon}_{ct}$$

(0.002) (0.06)

Esta relación de cointegración se interpreta como una función de producción de la CA, donde si aumenta la cantidad a la que crece el empleo, aumenta la cantidad a la que crece la producción.

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

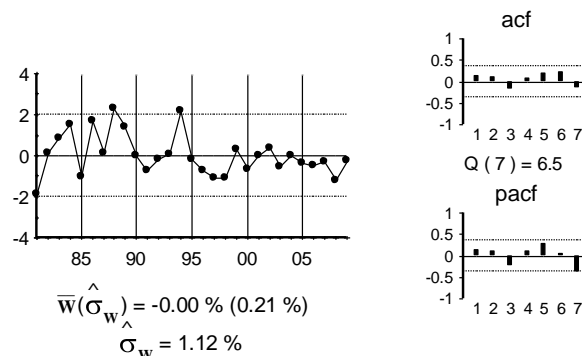


Gráfico 240: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 223: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas y_{ct} y l_{ct}				
H_0 : Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	25.59	0.001	22.54	0.002
como mucho 1	3.05	0.081	3.05	0.081
Contraste sin constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Se observa que dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\xi}_{ct} = y_{ct} - 0.59 l_{ct}$$

(0.07)

La relación obtenida se presenta en el gráfico siguiente:

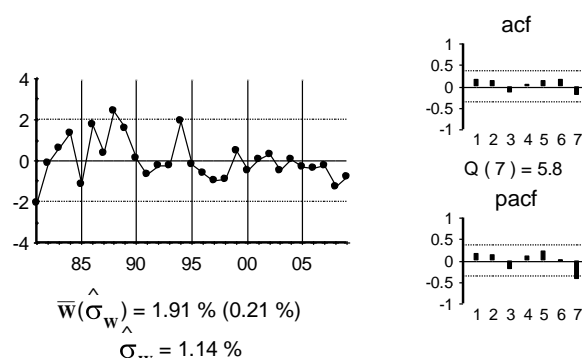


Gráfico 241: Gráfico de $\hat{\zeta}_{ct}$

Como es exactamente la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger, y ,además, tiene una interpretación económica, se concluye que dicha relación es una relación de cointegración.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen, ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y por lo tanto:

$$ecm1_t = y_{ct} - 0.59l_{ct}$$

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinada la relación de cointegración entre las variables de la CA, se buscan relaciones de cointegración en las variables del resto de España.

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto. La tabla muestra una relación de cointegración entre y_{et} y el resto de variables.

Tabla 224: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-4.54	-3.62	-2.40
l_{et}	-4.44	-3.79	-2.55
k_{et}	-2.57	-2.65	-2.19

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto, excluyéndolas una a una. La tabla indica que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{et} no.

Tabla 225: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.95	-1.02	-1.05
k_{et}	-3.19	-2.01	-1.18

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{et} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 226: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-1.23	-2.18	-1.12
k_{et}	-3.17	-2.25	-1.49

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

La tabla anterior indica que la variable y_{et} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{et} no debe estar.

Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.019 + 0.58l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.002) (0.05)

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

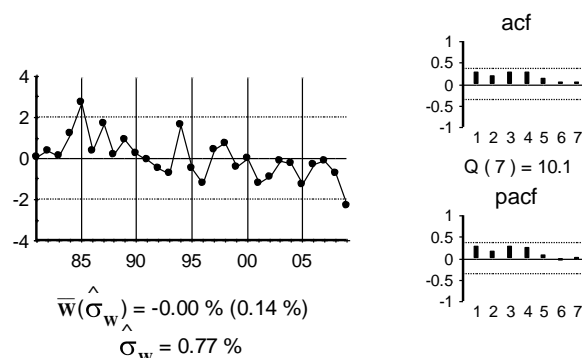


Gráfico 242: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 227: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et} y l_{et} .				
H_0 :Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	21.06	0.007	19.29	0.007
como mucho 1	1.77	0.183	1.77	0.183
Contraste sin constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Se observa que dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - 0.53l_{et} \quad (0.05)$$

La relación obtenida se presenta en el gráfico siguiente:

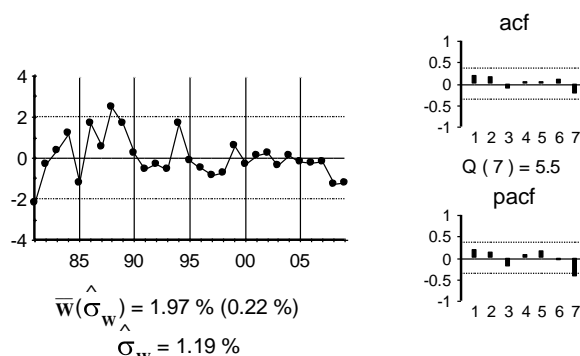


Gráfico 243: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

El método de Johansen lleva a la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger, tiene una interpretación económica clara, y ,por lo tanto, se concluye que dicha relación de cointegración existe.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen, ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm2_t$ y por lo tanto:

$$ecm2_t = y_{et} - 0.53l_{et}$$

Relaciones de cointegración entre España y la CA

Se buscan relaciones de cointegración entre las variables de la CA y el resto de España. Así, en la ecuación siguiente se presenta la regresión de la producción de la Comunidad con el resto de España:

$$y_{ct} = -0.004 + 1.16 y_{et} + \hat{\varepsilon}_{yt}$$

(0.004) (0.13)

El estadístico de Engle y Granger, para determinar la existencia de dicha relación de cointegración, se presenta en la tabla siguiente.

Tabla 228: Método de Engle y Granger - Conjunto - Producción

$\hat{\varepsilon}_{yt}$	p=0	p=1	p=2
ADF	-5.40	-2.73	-2.25

Philips y Oularis -3.36 (95%) y -3.96 (99%)

El gráfico de dichos residuos se presenta en el gráfico siguiente:

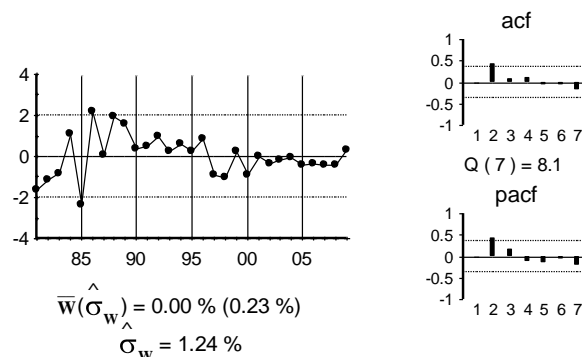


Gráfico 244: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{yt}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste, para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 229: Contraste de Johansen – Conjunto - Producción

Cointegración – variables incluidas y_{ct} y y_{et}				
H_0 : Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	23.40	0.003	22.04	0.002
como mucho 1	1.36	0.243	1.36	0.243
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Se observa que dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{yt} = y_{ct} - 1.29 y_{et} \quad (0.15)$$

La relación obtenida se presenta en el gráfico siguiente:

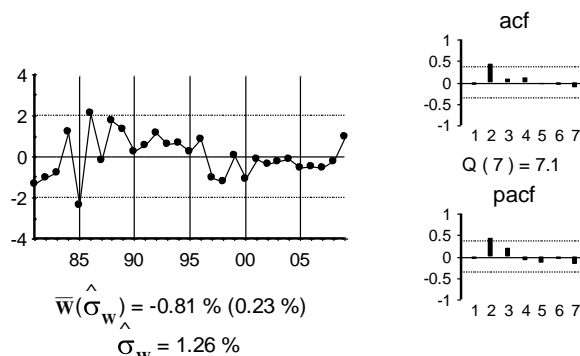


Gráfico 245: Gráfico de $\hat{\zeta}_{yt}$

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración entre y_{ct} y y_{et} obtenida con el método de Johansen, y no se incluye la encontrada entre ambos empleos. Dicha relación se denota por $ecm3_t$ y por lo tanto:

$$ecm3_t = y_{ct} - 1.02 y_{et} \quad (0.12)$$

También se encuentra una relación de cointegración entre l_{ct} y l_{et} , sin embargo, se comprueba que es una combinación lineal de las anteriores. Se prueban otras relaciones de cointegración pero no se encuentra ninguna más.

IV.9.3. Modelo multivariante

Con las tres relaciones de cointegración obtenidas por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados se presentan en la tabla siguiente:

Tabla 230: Resultados del modelo multivariante

	∇y_{ct}	∇l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0	-0.042 (0.006)	-0.005 (0.002)	0	-0.021 (0.006)	0
$ecm1_{t-1}$	0	1.93 (0.28)	0	0	0	0
$ecm2_{t-1}$	0	0	0.28 (0.10)	0	0.92 (0.26)	0

$ecm3_{t-1}$	-0.88 (0.18)	-1.42 (0.27)	0	0.24 (0.11)	0	0
∇y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0.07 (0.03)
∇l_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0	0	0	0	0	0
∇l_{et-1}	0	0	0	0	0.49 (0.10)	0
∇k_{et-1}	1.25 (0.48)	1.45 (0.52)	0.69 (0.16)	0	0	0.78 (0.12)

Los residuos y la FCC se presentan en los gráficos siguientes.

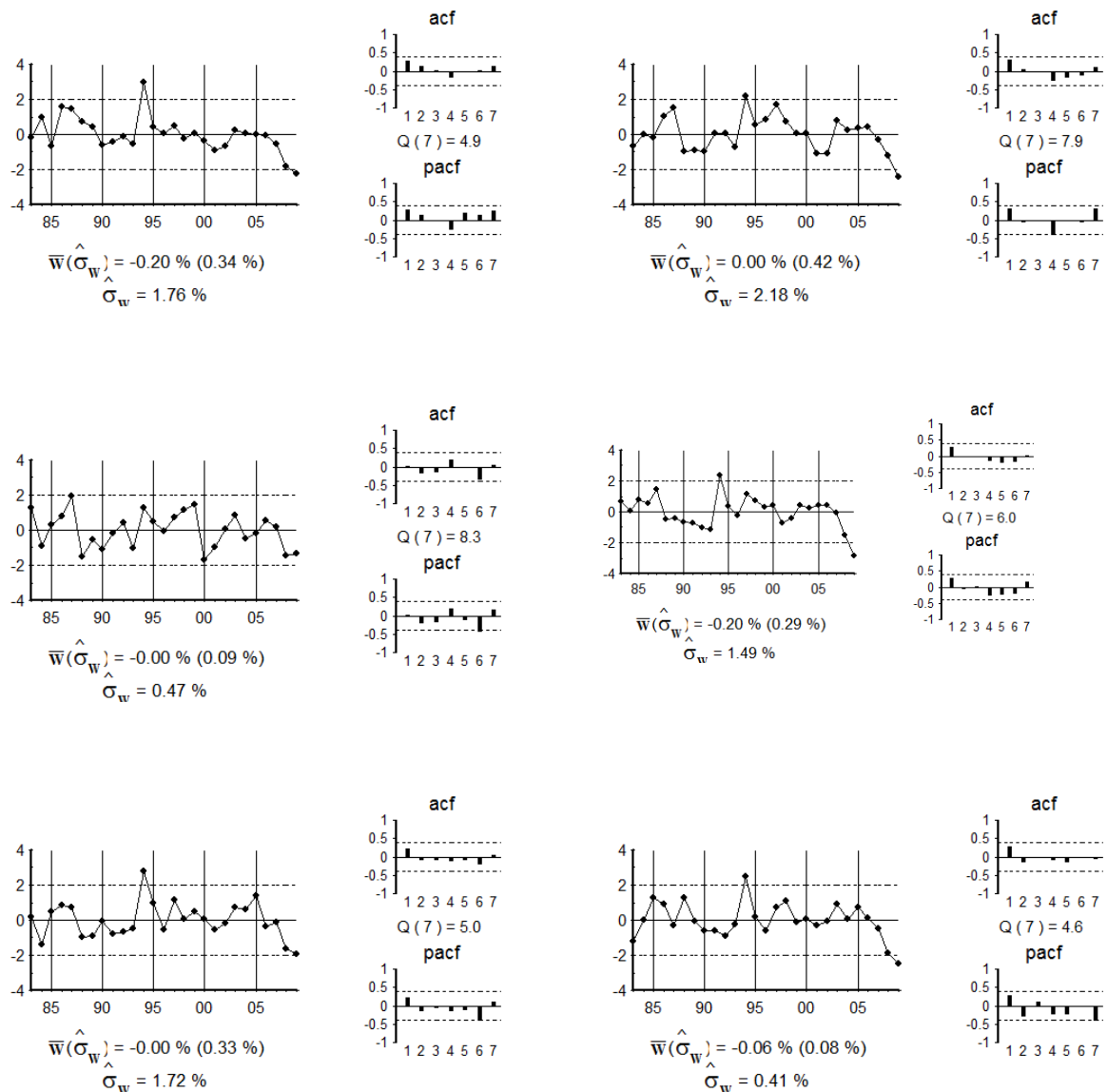


Gráfico 246: Gráfico de los residuos

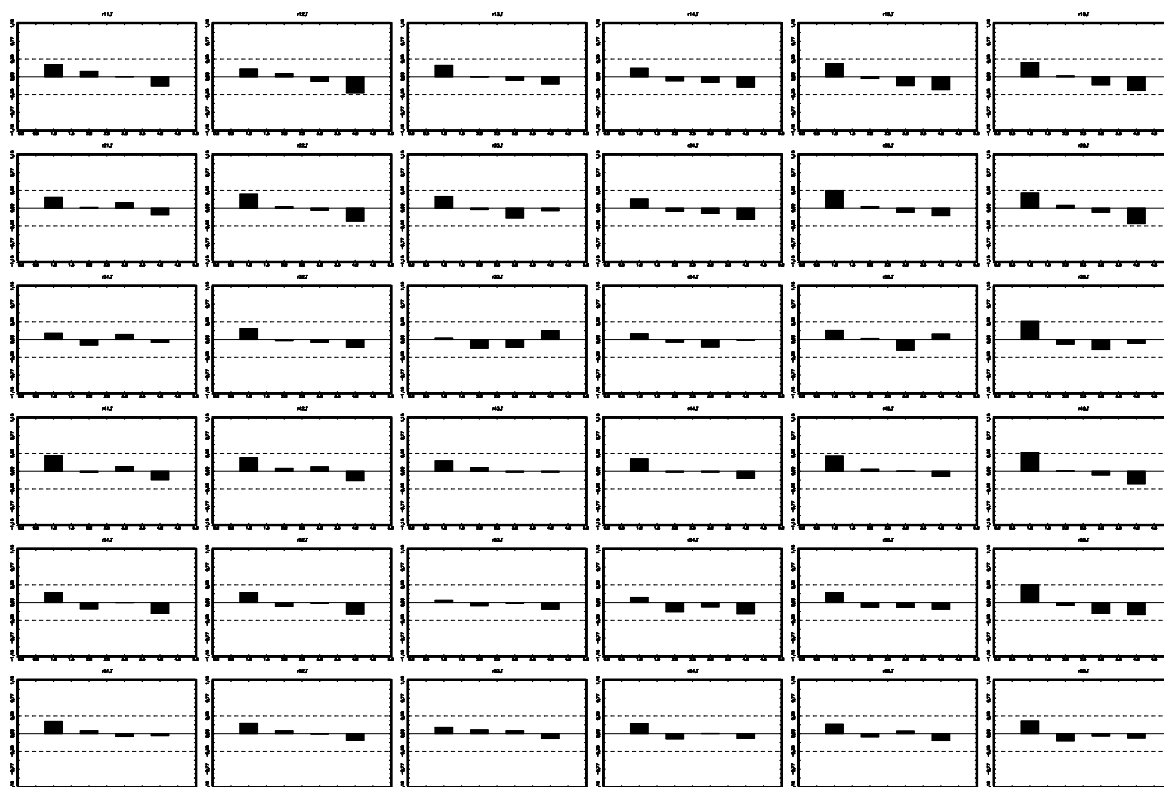


Gráfico 247: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la tabla siguiente.

Tabla 231: Correlaciones instantáneas

1.00	0.78	0.51	0.78	0.66	0.72
0.78	1.00	0.68	0.84	0.77	0.64
0.51	0.68	1.00	0.68	0.64	0.35
0.78	0.84	0.68	1.00	0.84	0.76
0.66	0.77	0.64	0.84	1.00	0.70
0.72	0.64	0.35	0.76	0.70	1.00

Se constata que hay correlaciones grandes entre los capitales y el resto de variables. Dichas correlaciones se modelizan según los supuestos del marco teórico.

Con dichos supuestos, se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 232: Matriz V

1.00	0.00	-1.11	0.00	0.00	-2.62
0.00	1.00	-2.40	0.00	0.00	-2.38
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	-1.51	1.00	0.00	-2.14
0.00	0.00	-1.64	0.00	1.00	-2.24
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la siguiente tabla.

Tabla 233: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	0.48	0.00	0.36	0.11	0.00
0.48	1.00	0.00	0.49	0.31	0.02
0.00	0.00	1.00	0.01	0.00	0.36
0.36	0.49	0.01	1.00	0.44	-0.01
0.11	0.31	0.00	0.44	1.00	0.03
0.00	0.02	0.36	-0.01	0.03	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 234: Resultados del modelo estructural

	∇y_{ct}	∇l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.01	-0.03	-0.01	0.01	-0.01	0
$ecm1_{t-1}$	0	1.94	0	0	0	0
$ecm2_{t-1}$	-0.31	-0.67	0.28	-0.42	0.46	0
$ecm3_{t-1}$	-0.88	-1.42	0	0.24	0	0
∇y_{ct-1}	-0.19	-0.18	0	-0.16	-0.17	0.07
∇l_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0	0	0	0	0	0
∇l_{et-1}	0	0	0	0	0.49	0
∇k_{et-1}	-1.56	-2.06	0.68	-2.71	-2.87	0.78
∇k_{ct}	1.11	2.40	0	1.51	1.64	0
∇k_{et}	2.62	2.38	0	2.14	2.24	0

IV.9.4. Función de respuesta al impulso

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de Cataluña

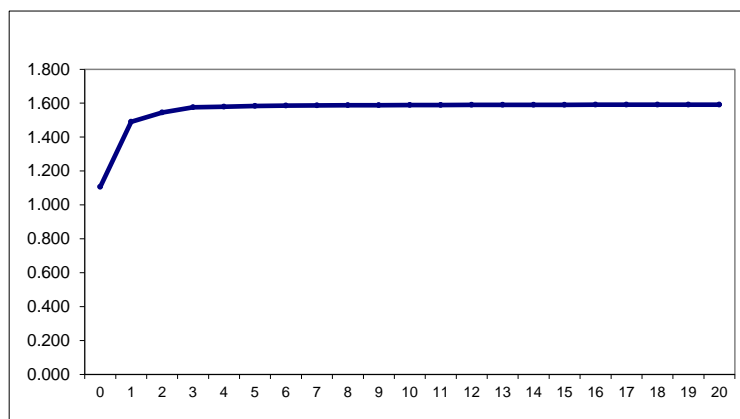
En la tabla 235 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de Cataluña. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 235: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	1.106	2.404	1.000	1.511	1.638	0.000
1	1.490	2.416	1.179	1.409	3.029	0.082
2	1.545	2.584	1.180	1.421	3.526	0.174
3	1.576	2.622	1.119	1.444	3.357	0.250
4	1.579	2.641	1.077	1.468	2.966	0.312
5	1.584	2.655	1.091	1.487	2.679	0.361
6	1.585	2.664	1.143	1.503	2.601	0.399
7	1.587	2.671	1.203	1.515	2.677	0.429
8	1.588	2.677	1.250	1.525	2.803	0.452
20	1.591	2.695	1.323	1.557	2.940	0.532

Como se observa en la tabla 235, así como en los gráficos 248 y 249, un aumento permanente del stock de capital de Cataluña produce un incremento a largo plazo de la producción, el empleo y el stock de capital de Cataluña, del 1.59%, 2.70% y 1.32%, respectivamente.

De forma instantánea, la producción aumenta un 1.11%, para seguir creciendo hasta el segundo periodo, momento en el que la respuesta prácticamente alcanza su valor de largo plazo (1.55%). A partir de este momento, la respuesta sigue creciendo lentamente hasta alcanzar el nivel de largo plazo (1.59%).

**Gráfico 248: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}**

Un aumento permanente del 1% en el stock de capital de Cataluña produce un incremento a largo plazo del empleo de la Comunidad del 2.69% (véase la tabla 235 y el gráfico 249). La senda que sigue la respuesta del empleo es muy similar a la de la producción. De forma instantánea, el empleo aumenta un 2.40%, situándose en el segundo periodo en el 2.60%, prácticamente su valor de largo plazo (2.69%).

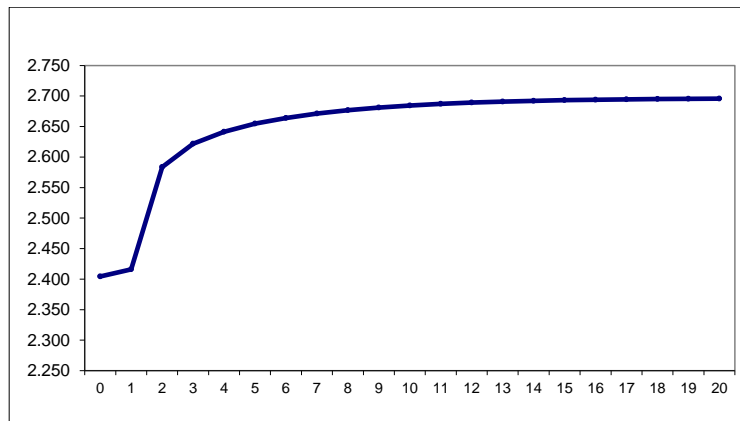


Gráfico 249: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

El nivel del stock de capital no permanece constante (un 1% sobre el stock de capital inicial) sino que, a largo plazo, se sitúa un 1.32% sobre el stock inicial. Esto es debido a las relaciones de retroalimentación que se detectan entre dicho stock y el resto de variables. Estas relaciones hacen que los aumentos de capital lleven a aumentos futuros de producción y empleo, y éstos, a su vez, a aumentos futuros de capital.

En cuanto a los efectos del capital de Cataluña sobre el resto de España (véase la tabla 235 y el gráfico 250), un aumento permanente del stock de capital de Cataluña produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 1.56%. De forma instantánea, la producción aumenta un 1.51%, para disminuir y aumentar ligeramente hasta alcanzar su nivel de largo plazo (1.56%).

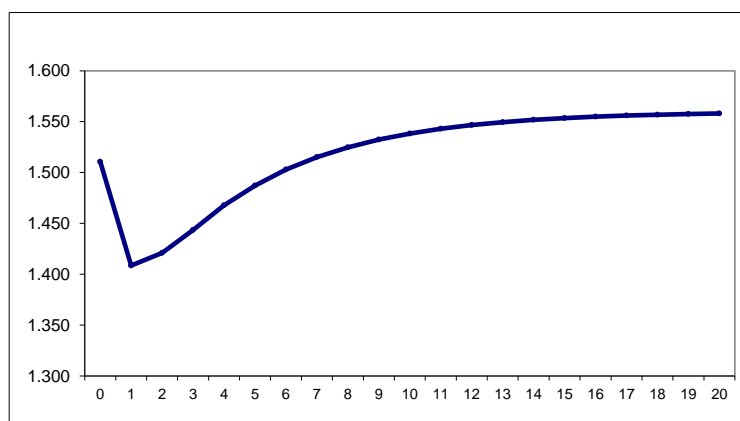


Gráfico 250: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{ct}

Por último, un aumento del stock de capital de Cataluña incrementa el empleo del resto de España en un 2.94% (tabla 235 y gráfico 251). Tras un aumento instantáneo del empleo del 1.64%, la reacción del empleo aumenta hasta el segundo periodo, momento en el cual alcanza el máximo valor de la respuesta (3.53%). A partir de ese momento, la respuesta del empleo disminuye hasta su valor de largo plazo (2.94%).

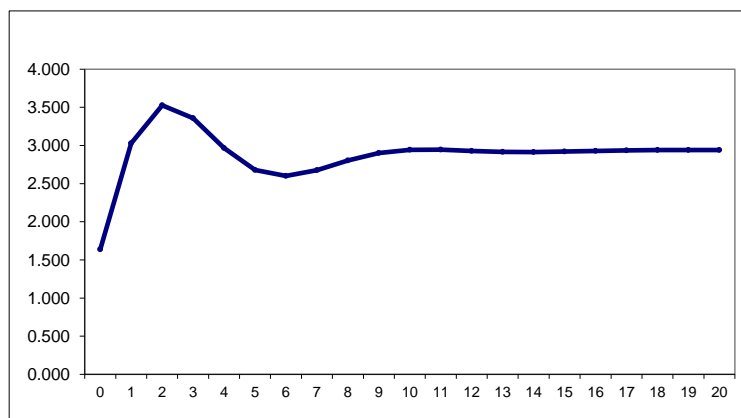


Gráfico 251: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{ct}

Debido a que las respuestas de todas estas variables están “contaminadas” por la retroalimentación del stock de capital de Cataluña, resulta conveniente calcular el concepto estándar de elasticidad, esto es, lo que porcentualmente aumenta una variable (al cabo de un periodo determinado) al aumentar el stock de capital de Cataluña un 1% (durante dicho periodo). Las elasticidades, a distintos periodos, de la producción y el empleo en Cataluña, la producción, el empleo y el stock de capital en el resto de España, se presentan en la tabla 236.

Tabla 236: Elasticidades respecto a K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	1.106	2.404	1.511	1.638	0.000
1	1.264	2.050	1.195	2.570	0.069
2	1.309	2.190	1.204	2.989	0.148
3	1.409	2.344	1.291	3.001	0.224
4	1.466	2.452	1.362	2.753	0.290
5	1.452	2.434	1.364	2.456	0.331
6	1.387	2.332	1.315	2.276	0.349
7	1.319	2.220	1.259	2.225	0.356
8	1.270	2.141	1.219	2.242	0.362
20	1.203	2.038	1.178	2.223	0.402

Como puede apreciarse en la tabla, la elasticidad instantánea de la producción de Cataluña es 1.11%, elasticidad que aumenta en el periodo siguiente hasta el 1.26%. A largo plazo, dicha elasticidad se sitúa en el 1.20%. Por otro lado, la elasticidad instantánea del empleo de Cataluña es 2.40% y a largo plazo 2.04%.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, la elasticidad de la producción del resto de España es muy similar a la de la producción de Cataluña: 1.50% (frente a 1.11%) la instantánea, y 1.18% (frente a 1.20%) la de largo plazo. Por último, la elasticidad del empleo del resto de España es inferior a la del empleo de Cataluña de forma instantánea, pero superior a largo plazo: 1.64% (frente a 2.40%) la instantánea, y 2.22% (frente a 2.04%) la de largo plazo.

Finalmente, se constata cierta complementariedad entre los capitales de Cataluña y del resto de España, ya que la elasticidad del stock de capital del resto de España sobre el stock de capital de Cataluña es positiva, 0.40%. Los aumentos del stock de capital de Cataluña llevan a aumentos futuros en el stock de capital de otras regiones.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 237 se presentan las respuestas de la producción de Cataluña (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Cataluña (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de Cataluña.

Tabla 237: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	365.470	17.746	1000	2205.714	59.351	0.000
1	417.621	15.130	1000	1745.025	93.098	317.962
2	432.536	16.163	1000	1758.576	108.271	675.787
3	465.342	17.300	1000	1884.330	108.729	1024.577
4	484.280	18.097	1000	1989.366	99.726	1326.231
5	479.673	17.966	1000	1990.903	88.983	1513.606
6	458.291	17.209	1000	1920.564	82.468	1597.938
7	435.576	16.385	1000	1838.566	80.606	1631.234
8	419.375	15.799	1000	1780.446	81.205	1655.647
20	397.071	15.034	1000	1718.833	80.472	1843.393

La tabla 237 indica que un aumento de 1000 millones en el stock de capital de Cataluña genera un aumento a largo plazo de la producción de la Comunidad de algo más de 397 millones de euros. De forma instantánea, la inversión del stock de capital genera un aumento de más de 365 millones de euros y, tras alcanzar su valor máximo en el cuarto periodo, con un aumento de la producción de en torno a 484 millones, se reduce ligeramente hasta el valor de largo plazo.

Además del efecto sobre la producción, la inversión en stock de capital tiene efectos sobre el empleo de Cataluña. En concreto, con una inversión de 1000 millones de euros, se crean de forma instantánea 17746 empleos y 15034 empleos a largo plazo.

Si bien los efectos sobre la Comunidad son importantes, aún lo son más sobre el resto de España. Así, una inversión de 1000 millones en el capital de Cataluña genera un aumento a largo plazo de la producción del resto de España de algo más de 1700 millones de euros. Por otro lado, dicha inversión genera un aumento instantáneo del empleo del resto de España de algo más de 59000 empleos, alcanzando los 80000 empleos en el largo plazo.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 238 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 238: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	2.619	2.381	0.000	2.143	2.238	1.000
1	3.482	5.562	0.950	2.245	4.210	1.975
2	3.644	5.669	1.620	2.525	5.185	2.800
3	3.729	5.926	2.123	2.776	5.455	3.456
4	3.754	6.053	2.540	2.987	5.481	3.975
5	3.776	6.154	2.917	3.153	5.569	4.383
6	3.789	6.230	3.252	3.285	5.797	4.702
7	3.800	6.290	3.530	3.388	6.104	4.953
8	3.808	6.336	3.744	3.469	6.394	5.149
20	3.836	6.496	4.395	3.747	7.064	5.825

Como se aprecia en la tabla 238, así como en el gráfico 252, un aumento permanente del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo de la producción de Cataluña del 3.84%. De forma instantánea, la producción se incrementa un 2.62%, creciendo de forma progresiva hasta alcanzar su nivel de largo plazo.

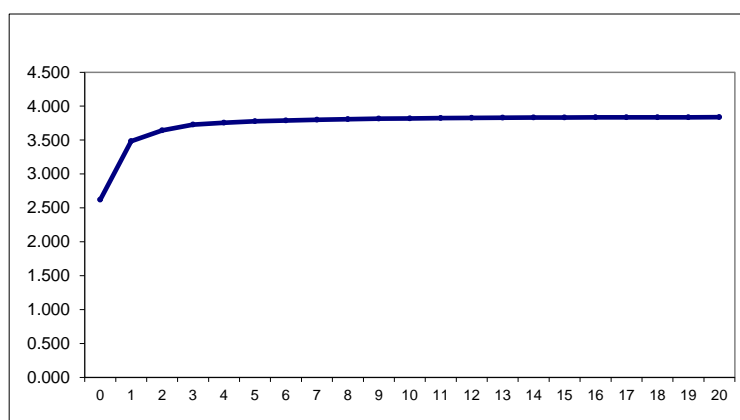


Gráfico 252: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

Por su parte, la tabla 238 y en el gráfico 253 muestran que un aumento permanente del stock de capital del resto de España provoca un aumento a largo plazo del empleo de Cataluña del 6.50%. La respuesta del empleo es muy similar a la de la producción. De forma instantánea aumenta en 2.38% y a partir de ese momento sigue creciendo hasta alcanzar su nivel de largo plazo.

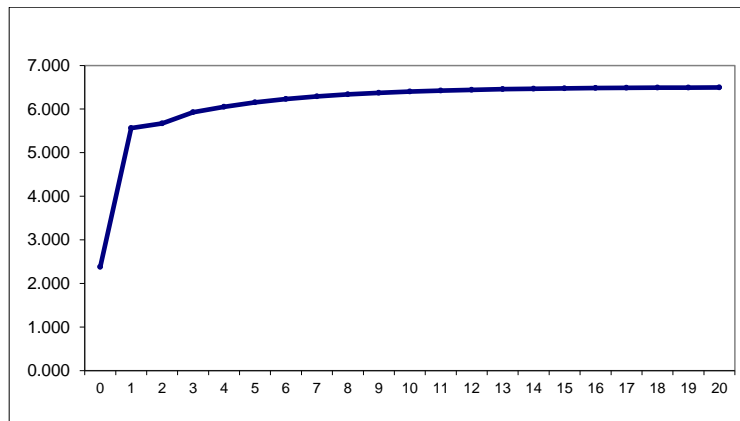


Gráfico 253: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Los aumentos del stock de capital del resto de España tienen efectos positivos sobre el nivel del stock de capital de Cataluña. Si bien se supone la ausencia de efectos instantáneos por motivos técnicos (de identificación econométrica), los efectos a largo plazo son significativos, de 5.83 puntos porcentuales, por lo que se concluye que ambos capitales son complementarios.

En cuanto a los efectos en el resto de España, un aumento del stock de capital del resto de España produce un incremento a largo plazo de la producción del resto de España del 3.75% (tabla 238 y gráfico 254). De forma instantánea se incrementa un 2.14%.

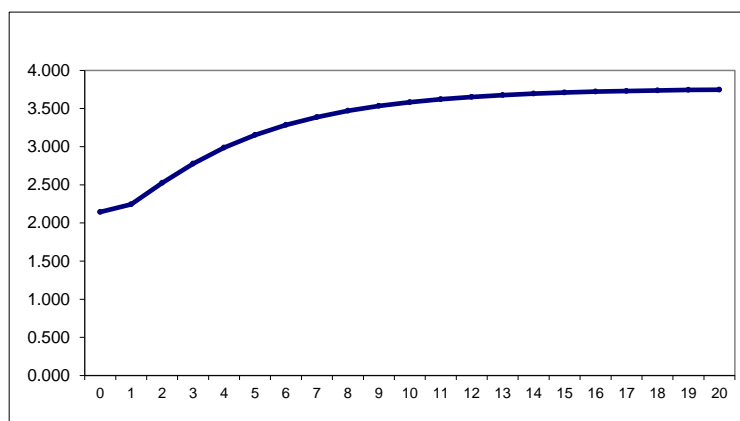


Gráfico 254: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también aumenta a largo plazo el empleo del resto de España (tabla 238 y gráfico 255). En concreto, el incremento del empleo a largo plazo se sitúa en el 7.06%, siendo el incremento instantáneo del 2.24%. La respuesta del empleo es más rápida que la obtenida en la producción.

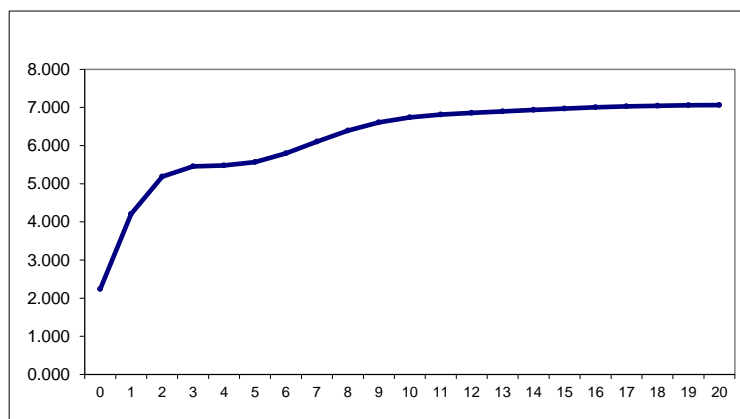


Gráfico 255: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Como en el caso del shock en el stock de capital de Cataluña, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel que alcanza el stock de capital del resto de España a largo plazo es de un 5.83%, muy superior al 1%. Por este motivo, se calculan, al igual que se hiciera en la sección anterior, las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España en la tabla 239.

Tabla 239: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	2.619	2.381	0.000	2.143	2.238
1	1.763	2.816	0.481	1.137	2.132
2	1.301	2.025	0.579	0.902	1.852
3	1.079	1.715	0.614	0.803	1.578
4	0.944	1.523	0.639	0.751	1.379
5	0.862	1.404	0.666	0.719	1.271
6	0.806	1.325	0.692	0.699	1.233
7	0.767	1.270	0.713	0.684	1.232
8	0.740	1.230	0.727	0.674	1.242
20	0.659	1.115	0.755	0.643	1.213

En la tabla 239 se observa que la elasticidad instantánea de la producción de Cataluña es 2.62%, elasticidad que va decreciendo de forma progresiva hasta el 0.66% de largo plazo. El comportamiento de la elasticidad del empleo de Cataluña es similar, ya que de forma instantánea se sitúa en el 2.38%, y decrece de forma progresiva hasta situarse en el 1.12% en el largo plazo.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, la elasticidad de la producción del resto de España es similar a la observada para la producción de Cataluña: 2.14% (frente a 2.62%) de forma instantánea, y 0.64% (frente a 0.66%) en el largo plazo. En cuanto a la elasticidad del empleo del resto de España, es bastante similar a la del empleo de Cataluña, tanto de forma instantánea como a largo plazo. En concreto, la elasticidad instantánea se sitúa en el 2.24% (frente al 2.38%) y en el largo plazo en el 1.21% (frente al 1.11%).

También se observa una complementariedad entre los capitales de Cataluña y del resto de España, ya que la elasticidad a largo plazo del capital de Cataluña es de un 0.75%.

Como en el caso del shock en el stock de capital de Cataluña, en la tabla 240 se presentan las respuestas de la producción de Cataluña (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Cataluña (en miles de personas), y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 240: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	189.015	3.840	0.000	683.578	17.714	1000
1	127.265	4.541	105.095	362.598	16.875	1000
2	93.916	3.265	126.433	287.670	14.656	1000
3	77.854	2.765	134.180	256.206	12.492	1000
4	68.158	2.455	139.578	239.678	10.913	1000
5	62.181	2.265	145.438	229.516	10.058	1000
6	58.155	2.137	151.097	222.839	9.758	1000
7	55.371	2.048	155.697	218.204	9.754	1000
8	53.372	1.984	158.828	214.891	9.828	1000
20	47.535	1.798	164.841	205.210	9.599	1000

Como se constata en la tabla 240, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España genera un aumento a largo plazo de la producción de Cataluña de casi 48 millones de euros. De forma instantánea, esta inversión genera un aumento de algo más de 189 millones de euros, a partir del cual se produce una caída hasta el valor de largo plazo. La respuesta del empleo es cualitativamente muy similar, ya que de forma instantánea la inversión en el resto de España genera en Cataluña 3840 empleos y 1798 empleos en el largo plazo.

En el resto de España también aumenta la producción y el empleo. En concreto, la inversión en el resto de España genera un aumento instantáneo de la producción del resto de España en torno a 684 millones y 205 millones en el largo plazo. En cuanto al empleo, la inversión anterior genera algo menos de 18000 empleos de forma instantánea y de algo más de 9500 en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: Cataluña vs resto de España

El gráfico 256 representa la evolución de la productividad del trabajo de Cataluña y del resto de España durante el periodo muestral. Se observa que la evolución de ambas productividades es bastante similar, con una tendencia creciente en todo el periodo considerado.

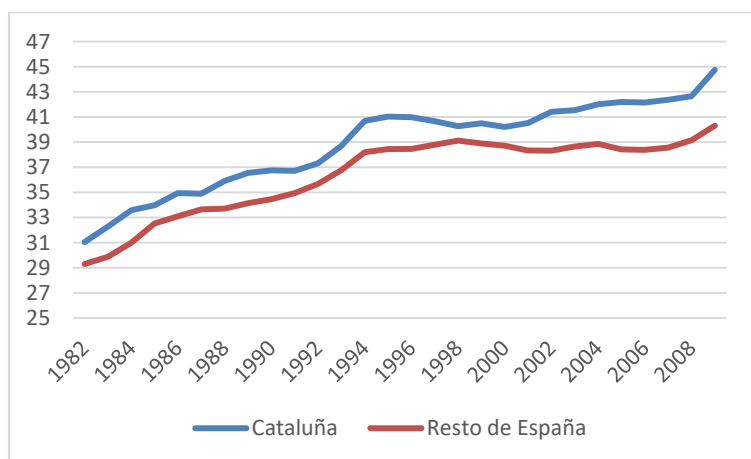


Gráfico 256: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 257 se representa la denominada productividad relativa. Se constata que en todos los periodos el ratio es superior a 1, indicando que la productividad del trabajo en Cataluña es mayor que la del resto de España. Dicho ratio presenta un mínimo de 1.03 en 1998, punto de máxima proximidad entre las dos productividades. A partir de ese año, sigue una tendencia creciente en todo el periodo muestral.

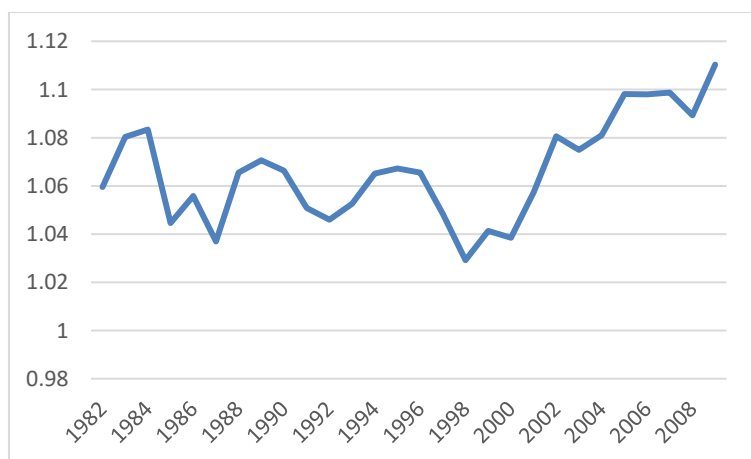


Gráfico 257: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 241 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de Cataluña sobre la productividad de Cataluña, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 241: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	0.619	0.952	0.650
1	0.742	0.615	1.207
2	0.724	0.553	1.310
3	0.720	0.572	1.258
4	0.714	0.630	1.135
5	0.714	0.684	1.044
6	0.717	0.707	1.014
7	0.720	0.701	1.028
8	0.723	0.685	1.056
20	0.725	0.676	1.073

Como se aprecia en la tabla 241, un aumento del stock de capital de Cataluña empeora la productividad de la CA y la del resto de España en todos los periodos. Debido a que, instantáneamente, la pérdida de productividad de Cataluña es mayor que la pérdida experimentada por la productividad del trabajo en el resto de España, el efecto sobre la productividad relativa es negativo. Sin embargo, a partir del primer periodo la productividad de Cataluña empeora menos que la del resto de España, por lo que la productividad relativa es positiva, indicando que un shock en el stock de capital de Cataluña aumenta la distancia entre ambas productividades.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 242 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de Cataluña, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 242: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	1.070	0.971	1.103
1	0.724	0.682	1.061
2	0.761	0.667	1.141
3	0.766	0.699	1.095
4	0.771	0.736	1.047
5	0.774	0.757	1.023
6	0.777	0.761	1.021
7	0.779	0.754	1.032
8	0.780	0.747	1.045
20	0.784	0.743	1.056

La tabla 242 indica que un aumento del stock de capital del resto de España mejora también la productividad de Cataluña de forma instantánea, pero la empeora a partir del primer periodo. Por otro lado, la productividad del resto de España empeora en todos los periodos considerados. De nuevo, la pérdida de productividad de Cataluña a largo plazo es menor que la del resto de España, y ,por tanto, el efecto del capital del resto de España sobre la productividad relativa es positivo.

IV.9.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock en el capital de Cataluña y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 243: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		K_{ct}		Y_{et}		L_{et}		K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	Dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	-0.32	1.85	1.00	3.64	0.77	1.15	0.23	2.15	0.36	2.55	0.00	0.00
1	0.28	2.19	0.62	3.34	0.79	1.36	0.36	1.96	0.66	3.79	-0.02	0.06
2	0.38	2.00	0.72	3.45	0.72	1.40	0.34	1.98	0.70	4.04	-0.06	0.13
3	0.36	2.02	0.66	3.45	0.68	1.43	0.34	1.98	0.66	3.87	-0.11	0.17
4	0.36	2.02	0.64	3.43	0.68	1.45	0.34	1.98	0.64	3.77	-0.13	0.21
5	0.36	2.02	0.62	3.43	0.68	1.47	0.34	1.98	0.66	3.74	-0.17	0.26
6	0.36	2.02	0.62	3.45	0.68	1.47	0.36	1.98	0.66	3.74	-0.17	0.28
7	0.36	2.02	0.62	3.45	0.68	1.49	0.36	1.98	0.66	3.72	-0.19	0.30
8	0.36	2.02	0.62	3.45	0.68	1.51	0.36	1.98	0.66	3.72	-0.21	0.32
20	0.36	2.04	0.62	3.45	0.68	1.53	0.36	2.00	0.66	3.77	-0.28	0.43

Tabla 244: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

	Y_{ct}		L_{ct}		K_{ct}		Y_{et}		L_{et}		K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	Dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	1.07	4.17	0.79	4.52	0.00	0.00	1.05	3.57	1.17	4.12	0.69	1.29
1	1.12	5.19	2.48	7.74	0.52	1.33	1.12	3.52	1.95	6.40	1.26	2.29
2	1.17	4.93	2.69	8.40	0.79	2.12	1.12	3.81	2.19	6.95	1.67	3.26
3	1.14	5.10	2.71	8.45	1.00	2.81	1.12	4.10	2.12	7.00	2.05	4.17
4	1.17	5.24	2.62	8.71	1.21	3.48	1.12	4.36	2.10	7.40	2.31	4.98
5	1.17	5.40	2.55	8.90	1.38	4.02	1.12	4.60	2.12	7.88	2.45	5.71
6	1.17	5.55	2.45	9.10	1.50	4.48	1.12	4.79	2.12	8.33	2.52	6.43
7	1.17	5.62	2.40	9.33	1.62	4.83	1.12	4.95	2.12	8.76	2.57	7.05
8	1.17	5.67	2.36	9.60	1.71	5.21	1.12	5.17	2.12	9.12	2.60	7.52
20	1.17	6.24	2.05	10.48	1.90	8.57	1.14	5.95	2.14	11.12	2.62	10.60

IV.10. Comunidad de Extremadura

IV.10.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \ln Y_{ct}$

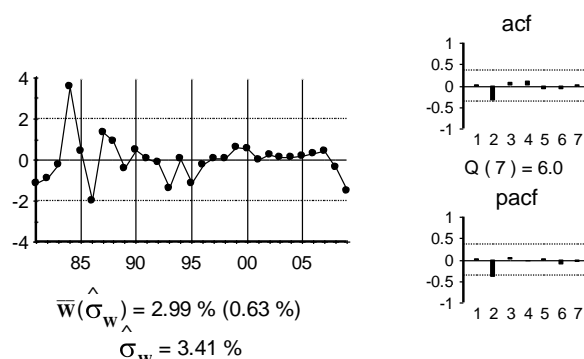


Gráfico 258: Gráfico de y_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 + 0.42 B)(y_{ct} - 0.032) = \hat{a}_t$$

(0.18) (0.004)

Y los residuos de dicha estimación:

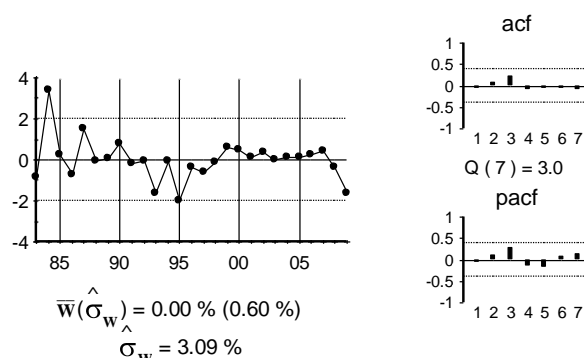


Gráfico 259: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 245: Contraste ADF para la serie y_t

Retardos	Contraste ADF	p-valor p-ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-3.44	0.02	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

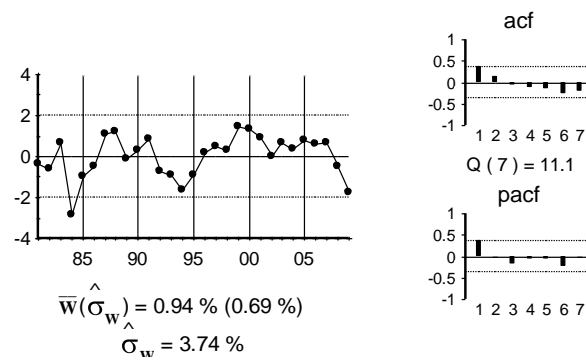


Gráfico 260: Gráfico de l_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.46B)l_{ct} = \hat{a}_t$$

(0.18)

Y los residuos de dicha estimación:

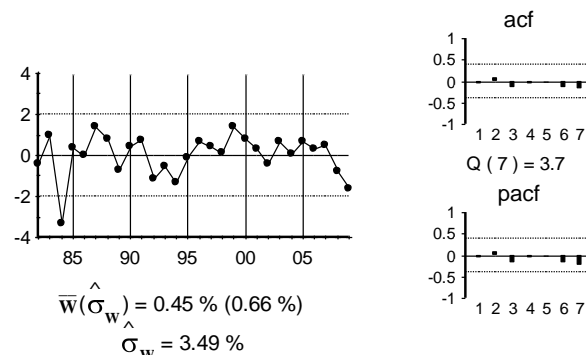


Gráfico 261: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 246: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.50	0.13	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Aunque la tabla anterior no rechaza la existencia de raíz unitaria para la serie $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$, concluimos que la misma es estacionaria por dos motivos: el valor del ADF con $p=0$ es -3.06, significativo a un nivel de significación del 5%, y, partimos del supuesto, *a priori*, de que la producción y el empleo de una misma CA tienen el mismo orden de integración. De no ser así, las respuestas de una variable ante movimientos de la otra no serían creíbles.

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$

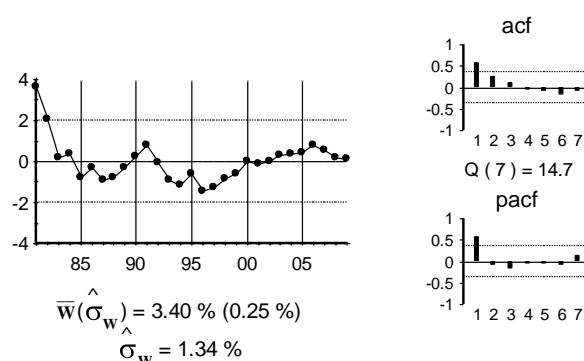


Gráfico 262: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$

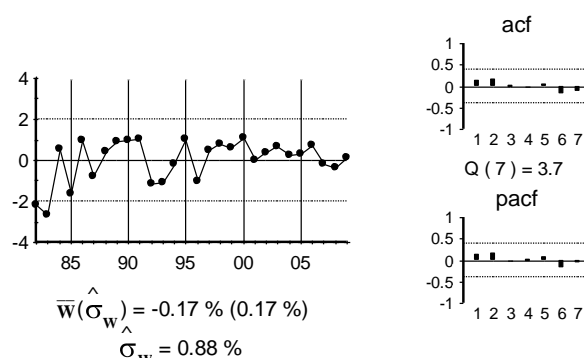


Gráfico 263: Gráfico de ∇k_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior.

$$\nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tienen una raíz unitaria.

Tabla 247: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-3.63	0.01	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

El contraste ADF indica que la serie $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$ es estacionaria, sin embargo, el comportamiento deambulante de la misma, y no encontrar un parámetro MA estadísticamente significativo y cercano a la unidad en $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$, indica que la serie no está sobrediferenciada y, por lo tanto, concluimos que $\ln K_{ct} \sim I(2)$.

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \ln Y_{et}$

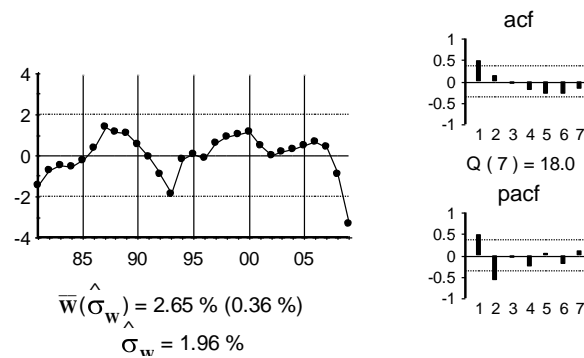


Gráfico 264: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \ln Y_{et}$

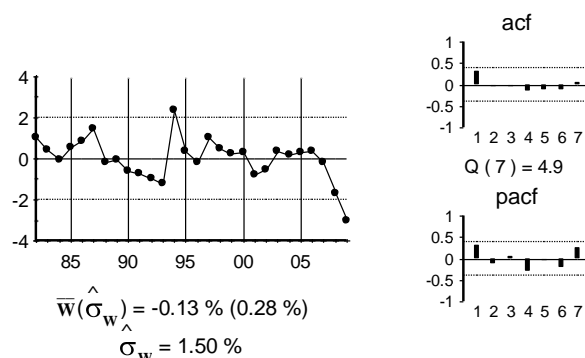


Gráfico 265: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.45B) \nabla y_{et} = \hat{a}_t$$

(0.22)

Y los residuos de dicha estimación:

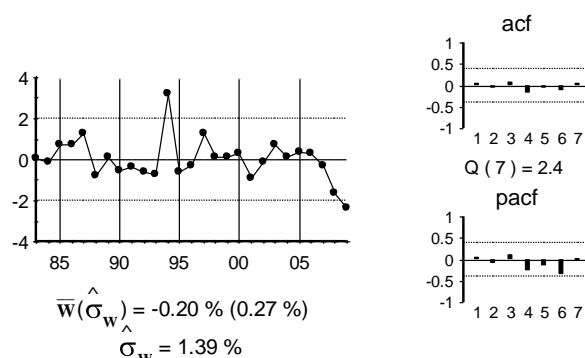


Gráfico 266: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 248: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.76	0.39	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

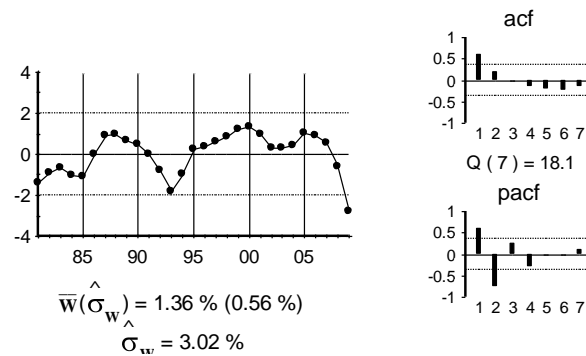


Gráfico 267: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \ln L_{et}$

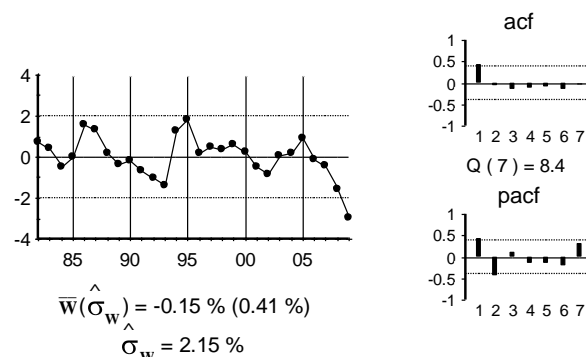


Gráfico 268: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.81B + 0.48B^2) \nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

(0.21) (0.23)

Y los residuos de dicha estimación:

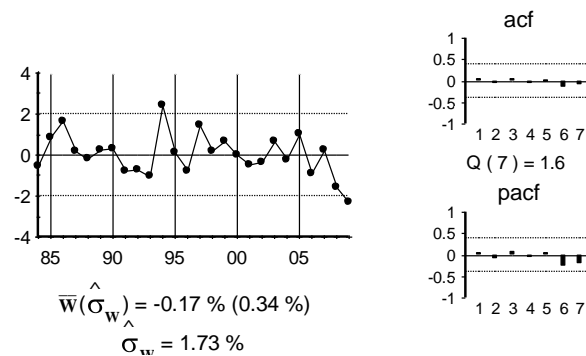


Gráfico 269: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 2.

Tabla 249: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.33	0.17	-3.72	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

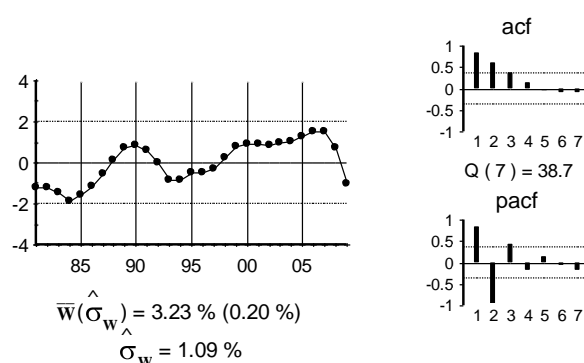


Gráfico 270: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \ln K_{et}$

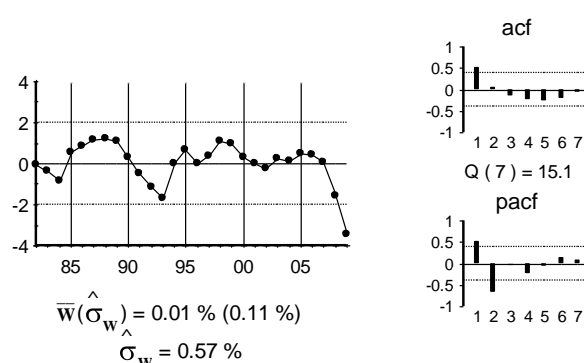


Gráfico 271: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - \underset{(0.21)}{1.25} B + \underset{(0.23)}{0.69} B^2) \nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

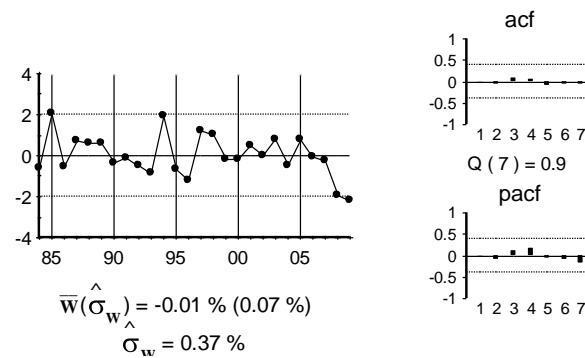


Gráfico 272: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 2.

Tabla 250: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.64	0.10	-3.72	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.10.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 251: Método de Engle y Granger - CA

	p=0	p=1	p=2
Y_{ct}	-4.13	-3.56	-4.25
L_{ct}	-4.45	-3.84	-3.51
k_{ct}	-6.45	-6.80	-3.83

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.4

La tabla muestra que hay una relación de cointegración entre cada variable y el resto. Para ver qué variable debe estar en la relación, se estiman los residuos de la regresión de cada variable excluyendo variables de una en una:

Tabla 252: Método de Engle y Granger – CA – a partir de y_{ct}

	p=0	p=1	p=2
L_{ct}	-0.05	-0.53	-0.56
k_{ct}	-2.37	-2.81	-3.14

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

Tabla 253: Método de Engle y Granger – CA – a partir de l_{ct}

	p=0	p=1	p=2
Y_{ct}	-1.89	-2.39	-2.56
k_{ct}	-0.90	-0.55	-0.33

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

Tabla 254: Método de Engle y Granger – CA – a partir de k_{ct}

	p=0	p=1	p=2
Y_{ct}	-4.14	-3.03	-1.82
k_{ct}	-5.62	-4.87	-2.42

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

A partir de y_{ct} , en principio habría una relación de cointegración entre y_{ct} por un lado y l_{ct} por otro, ya que quitando k_{ct} el test ADF indica que es estacionario. Sin embargo, el gráfico de dicha relación indica que no es una relación de cointegración, ya que no tiene apariencia estacionaria:

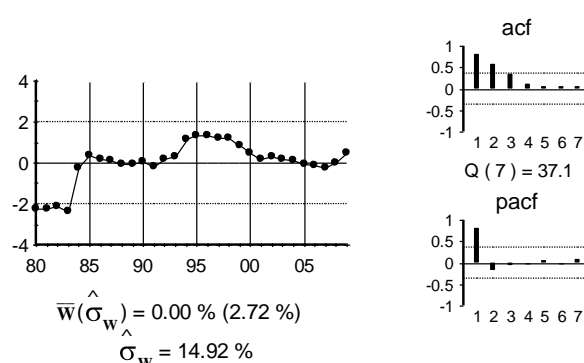


Gráfico 273: Gráfico de ε_{yt}

A partir de l_{ct} , se aprecia que las dos variables, y_{ct} y k_{ct} , deben estar en la relación de cointegración. Por último, a partir de l_{ct} habría, en principio, dos relaciones de cointegración: una quitando y_{ct} y otra quitando k_{ct} . Dichas relaciones se presentan a continuación:

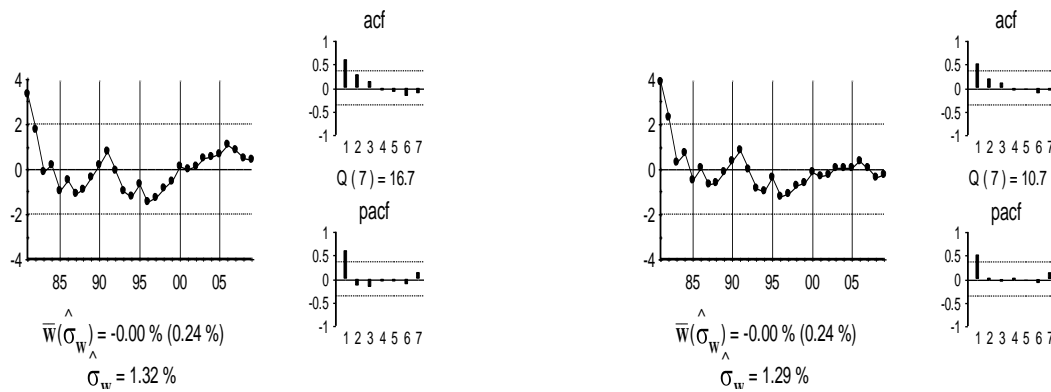


Gráfico 274: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{lt}$

Como ambas relaciones son prácticamente iguales y, lo más importante, son idénticas al gráfico de la serie de la tasa de crecimiento del capital de la Comunidad, se concluye que no son relaciones de cointegración. Lo que ocurre es que como la serie k_{ct} está cercana a ser estacionaria, los residuos de la regresión de dicha variable con el resto son estacionarios.

Por lo tanto, el método de Engle y Granger indica que hay una relación de cointegración entre el empleo, la producción y la tasa de crecimiento del stock de capital. La estimación de dicha relación es:

$$L_{ct} = -2.146 + 0.484Y_{ct} + 4.428k_{ct} + \hat{\varepsilon}_{ct}$$

(0.508) (0.031) (0.619)

Y el gráfico de la misma se presenta en el gráfico siguiente:

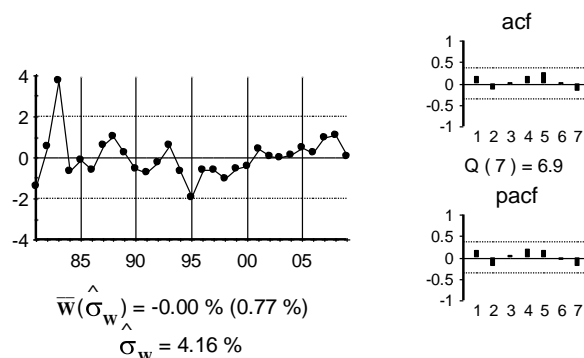


Gráfico 275: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$

Dicha relación se interpreta como una relación de equilibrio a largo plazo entre la producción, el empleo y la tasa de crecimiento del stock de capital. De modo que, si se incrementa la producción, aumenta la cantidad de empleo requerida, y si se incrementa la tasa de crecimiento del stock de capital, aumenta también el nivel de empleo.

Para confirmar la existencia de dicha relación, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado de dicho contraste.

Tabla 255: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas Y_{ct} , L_{ct} y k_{ct}				
H_0 :Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	58.07	0.00	36.83	0.00
como mucho 1	21.24	0.04	13.25	0.12
como mucho 2	7.99	0.08	7.99	0.08
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (2). Datos utilizados: 1984-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

El test de Johansen indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{ct} = Y_{ct} - 3.45 L_{ct} + 45.17 k_{ct} + 2.70$$

(0.36) (5.20) (1.98)

La relación obtenida, que tiene la misma interpretación que la obtenida por el método de Engle y Granger, se presenta en el gráfico siguiente:

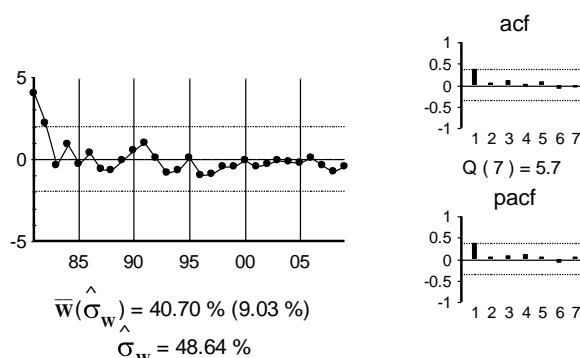


Gráfico 276: Gráfico de $\hat{\zeta}_{ct}$

Por lo tanto, como ambos métodos llegan a la misma relación de cointegración se concluye que dicha relación existe. Para el modelo multivariante se escoge la obtenida por el método de Johansen, ya que dicho método es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y, por lo tanto:

$$ecm1_t = Y_{ct} - 3.45 L_{ct} + 45.17 k_{ct} + 2.70$$

(0.36) (5.20) (1.98)

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinada la relación de cointegración entre las variables de la Comunidad, se buscan relaciones de cointegración en las variables del resto de España.

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 256: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-4.02	-3.55	-2.41
l_{et}	-3.93	-3.66	-2.54
k_{et}	-2.58	-2.65	-2.17

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

La tabla anterior muestra dos relaciones de cointegración, una entre y_{et} y el resto de variables y otra entre l_{et} y el resto de variables.

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto, excluyéndolas una a una. Dicha tabla indica que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{et} no debe estar.

Tabla 257: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.63	-1.06	-0.96
k_{et}	-2.55	-1.83	-1.03
k_{et}^*	-3.24	-2.29	-1.52

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{et} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 258: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-2.62	-2.10	-1.37
k_{et}	-0.71	-1.92	-1.02

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

La tabla anterior indica que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración pero la variable k_{et} no debe estar.

Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.019 + 0.54l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.001) (0.05)

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

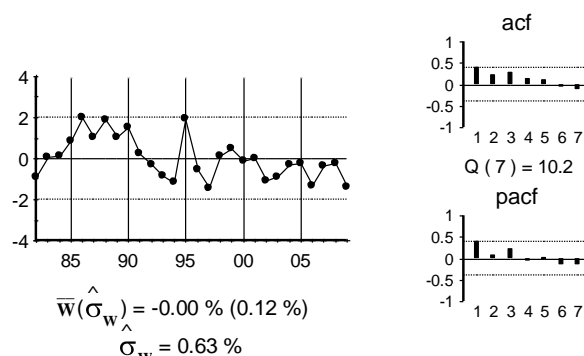


Gráfico 277: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el método de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el contraste de Johansen para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 259: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et}, l_{et} y k_{et}				
H_0 : Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	19.06563	0.0724	16.48653	0.0403
como mucho 1	2.579097	0.6618	2.579097	0.6618
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Los resultados del test de Johansen muestran la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - 0.54l_{et} - 0.02$$

(0.05) (0.01)

Esta relación se presenta en el gráfico siguiente:

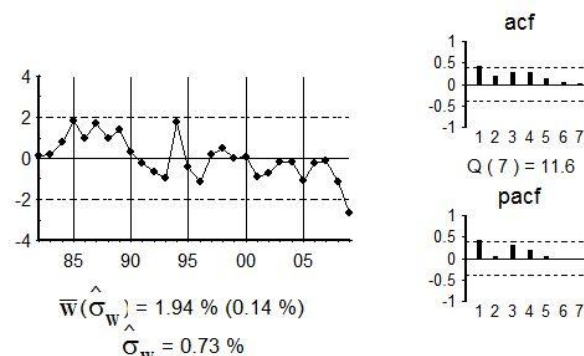


Gráfico 278: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

Ambos métodos indican la existencia de la misma relación de cointegración entre la producción y el empleo del resto de España. Al tener una interpretación económica clara, se concluye que dicha relación de cointegración existe.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm2_t$ y por lo tanto:

$$ecm2_t = y_{et} - 0.54l_{et} - 0.02$$

(0.05) (0.01)

IV.10.3. Modelo multivariante

Con las dos relaciones de cointegración obtenidas por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 260: Resultados del modelo multivariante

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.029 (0.006)	0.062 (0.032)	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0.022 (0.013)	0	0	0	0
$ecm2_{t-1}$	0	0	0	-0.113 (0.049)	0	0
y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	0.265 (0.137)	0.391 (0.128)	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	2.023 (0.480)	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0	1.125 (0.401)	0	0.490 (0.211)	1.115 (0.256)	0.299 (0.068)
∇l_{et-1}	0.518 (0.308)	0	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	0	0.668 (0.313)	0	0	0

Los residuos y la FCC se presentan en los siguientes gráficos.

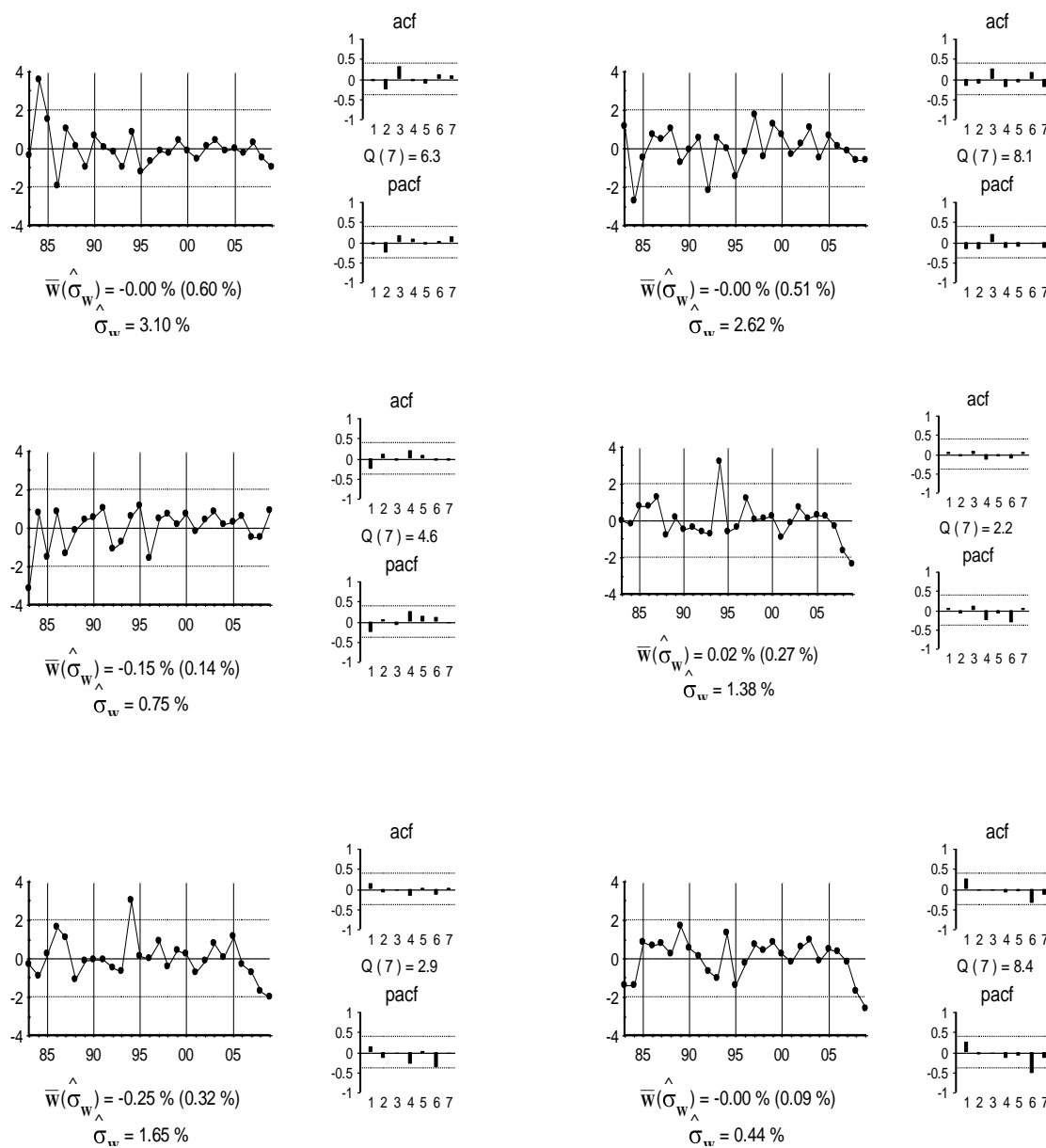


Gráfico 279: Gráfico de los residuos

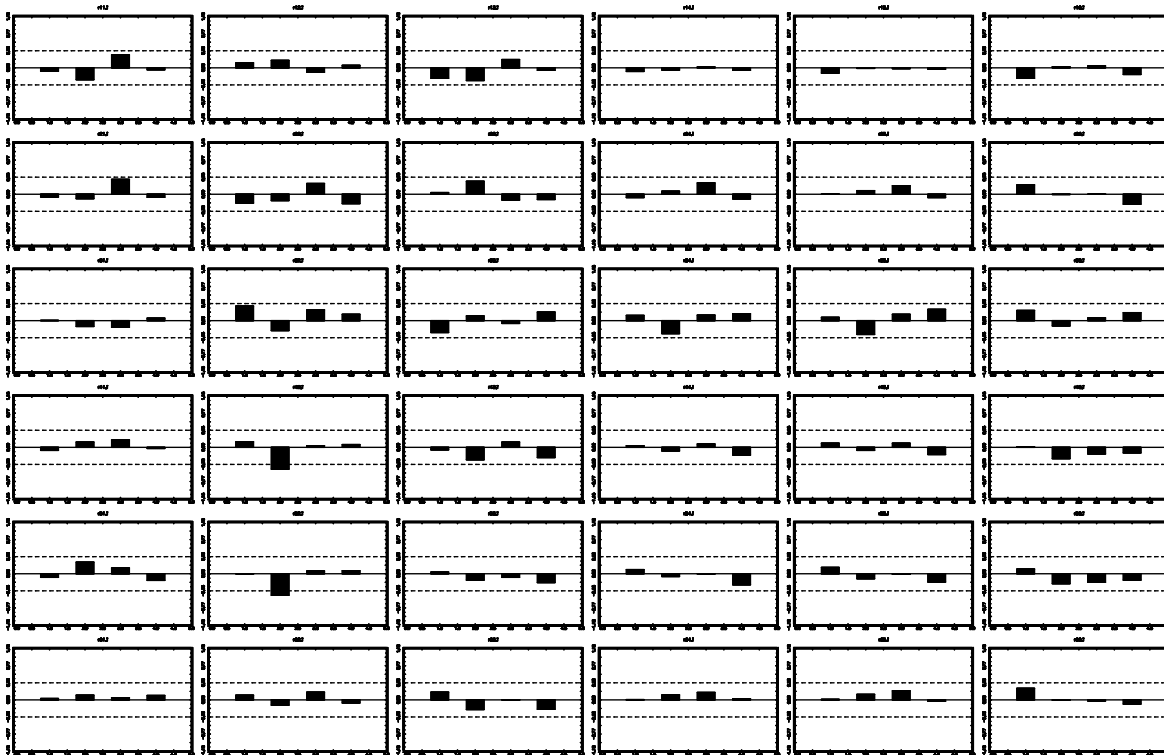


Gráfico 280: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la tabla siguiente.

Tabla 261: Correlaciones instantáneas

1.00	-0.27	-0.04	0.29	0.07	0.12
-0.27	1.00	-0.07	0.30	0.35	0.41
-0.04	-0.07	1.00	0.03	0.15	0.18
0.29	0.30	0.03	1.00	0.90	0.72
0.07	0.35	0.15	0.90	1.00	0.68
0.12	0.41	0.18	0.72	0.68	1.00

Como se constata en la tabla, solamente son significativas las correlaciones del capital del resto de España sobre la producción y el empleo del resto de España, así como las del capital del resto de España sobre el empleo de la Comunidad. Dichas correlaciones se modelizan según los supuestos del modelo teórico.

Con dichos supuestos se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 262: Matriz V

1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	-2.45
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	-2.27
0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	-2.57
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la siguiente tabla.

Tabla 263: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	-0.35	-0.04	0.30	-0.01	0.12
-0.35	1.00	-0.16	0.01	0.12	0.00
-0.04	-0.16	1.00	-0.14	0.01	0.18
0.30	0.01	-0.14	1.00	0.84	-0.01
-0.01	0.12	0.01	0.84	1.00	-0.01
0.12	0.00	0.18	-0.01	-0.01	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural

Tabla 264: Resultados del modelo estructural

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.029	0.062	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0.022	0	0	0	0
$ecm2_{t-1}$	0	0	0	-0.113	0	0
y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0.265	0.391	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0	2.023	0	0	0	0
∇l_{et-1}	0	0.391	0	-0.190	0.347	0.299
∇k_{et-1}	0.518	0	0.668	0	0	0
∇k_{ct}	0	0	0	0	0	0
∇k_{et}	0	2.455	0	2.273	2.568	0

IV.10.4. Función de respuesta al impulso

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de Extremadura

En la tabla 265 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de Extremadura. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 265: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
1	0.000	3.017	1.000	0.000	0.000	0.000
2	0.799	1.944	1.000	0.000	0.000	0.000
3	0.515	1.395	1.000	0.000	0.000	0.000
4	0.370	1.086	1.000	0.000	0.000	0.000
5	0.288	0.890	1.000	0.000	0.000	0.000
6	0.236	0.753	1.000	0.000	0.000	0.000
7	0.200	0.647	1.000	0.000	0.000	0.000
8	0.171	0.561	1.000	0.000	0.000	0.000
20	0.039	0.128	1.000	0.000	0.000	0.000

Como se observa en la tabla 265, así como en los gráficos 281 y 282, un aumento permanente del 1 % en el stock de capital de Extremadura sólo produce efectos en la producción y el empleo de dicha Comunidad a corto plazo. Aunque dicho efecto se prolonga durante muchos periodos, a diferencia de otras CCAA donde la respuesta es más corta, finalmente se agota en el largo plazo. Así, en el corto plazo, la producción no reacciona hasta el segundo periodo, con un incremento de un 0.80%, mientras que el empleo tampoco reacciona de forma instantánea, pero sí lo hace en el primer periodo con un aumento del 3.02%. Ambas respuestas se van reduciendo hasta desaparecer por completo en el vigesimoquinto periodo. Además, el stock de capital de Extremadura sólo tiene efectos en la propia CA, las respuestas de la producción y el empleo del resto de España son nulas.

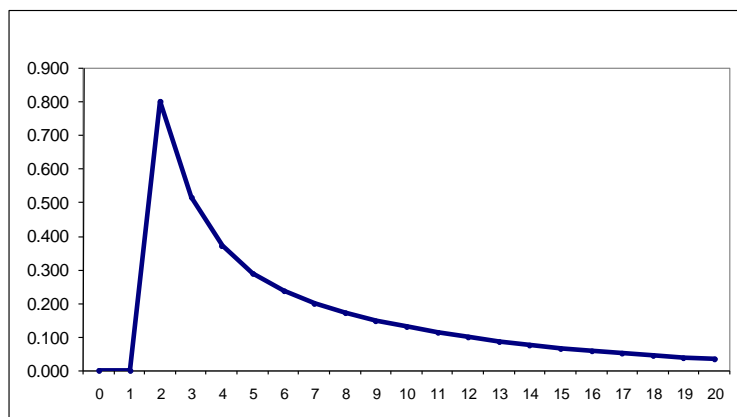


Gráfico 281: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}

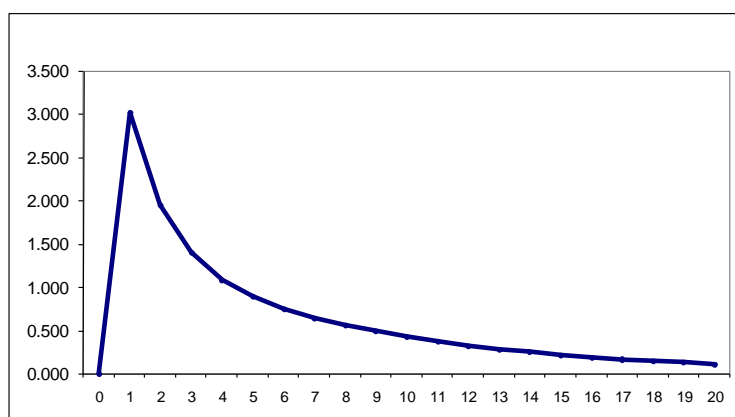


Gráfico 282: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

El nivel del stock de capital permanece constante (un 1% sobre el stock de capital inicial) ya que en esta Comunidad no se producen relaciones de retroalimentación entre dicho stock y el resto de variables. Por este motivo, las respuestas de las variables son exactamente las elasticidades, y por lo tanto, se concluye que la elasticidad de la producción de Extremadura a corto plazo es 0.80% y 0% a largo plazo, y la elasticidad del empleo de Extremadura, a corto plazo es 3.02% y 0% a largo plazo. En cuanto a las elasticidades de la producción y el empleo del resto de España, son 0% tanto a corto como a largo plazo.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 266 se presentan las respuestas de la producción de Extremadura (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Extremadura (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de Extremadura.

Tabla 266: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	1000	0.000	0.000	0.000
1	0.000	27.406	1000	0.000	0.000	0.000
2	254.585	17.663	1000	0.000	0.000	0.000
3	164.081	12.673	1000	0.000	0.000	0.000
4	117.725	9.863	1000	0.000	0.000	0.000
5	91.620	8.089	1000	0.000	0.000	0.000
6	75.146	6.840	1000	0.000	0.000	0.000
7	63.535	5.879	1000	0.000	0.000	0.000
8	54.611	5.097	1000	0.000	0.000	0.000
20	10.774	1.015	1000	0.000	0.000	0.000

Como se constata en la tabla 266, un aumento de 1000 millones en el stock de capital de Extremadura genera un incremento de la producción de Extremadura en el segundo periodo de algo menos de 255 millones de euros y algo más de 27400 empleos en el primer periodo. De nuevo, a partir de ese periodo, la producción y el número de empleos generados se reducen lentamente hasta hacerse cero en el largo plazo. No obstante, fuera de sus fronteras los efectos

son nulos ya que la inversión en el capital de Extremadura no genera ni un euro ni un empleo en el resto de España.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 267 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 267: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	2.455	0.000	2.273	2.568	1.000
1	1.981	3.33	0.668	3.289	5.102	1.680
2	2.195	4.07	1.122	3.733	6.236	1.983
3	1.664	3.47	1.325	3.916	6.730	2.116
4	1.175	2.41	1.414	3.981	6.934	2.171
5	0.743	1.56	1.450	3.994	7.007	2.190
6	0.451	1.00	1.463	3.985	7.022	2.194
7	0.272	0.65	1.466	3.966	7.011	2.192
8	0.168	0.45	1.464	3.945	6.991	2.186
20	0.108	0.32	1.460	3.923	6.967	2.180

Como se aprecia en la tabla 267, así como en los gráficos 283 y 284, un aumento permanente del stock de capital del resto de España no produce efectos a largo plazo en la producción o el empleo de Extremadura, los efectos, al igual que ocurría con la inversión en la CA, son solo a corto plazo. De forma instantánea, la producción no reacciona, pero en el primer periodo aumenta un 1.98%, creciendo en el segundo periodo un 2.19%. A partir de ese momento, el efecto se reduce de forma progresiva hasta agotarse en el largo plazo.

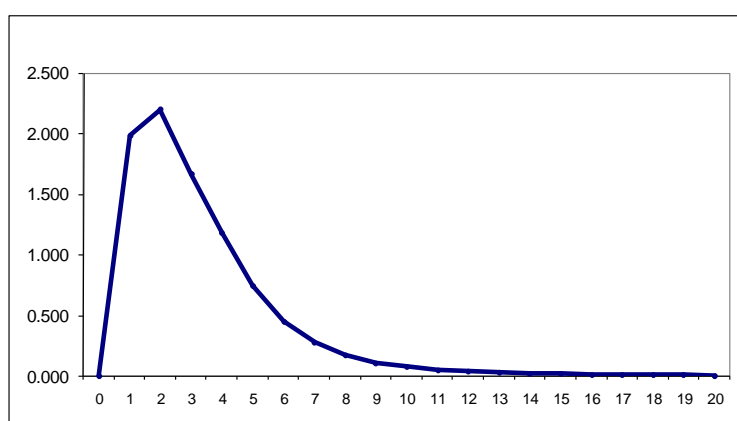


Gráfico 283: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

En cuanto a los efectos del empleo (gráfico 284), tras un aumento instantáneo del 2.45%, el empleo sigue aumentando hasta alcanzar su máximo en el segundo periodo, donde aumenta un 4.07%. A partir del segundo periodo, el aumento del empleo se reduce de forma lenta pero progresiva hasta el vigésimo periodo, momento en el que se agota la respuesta.

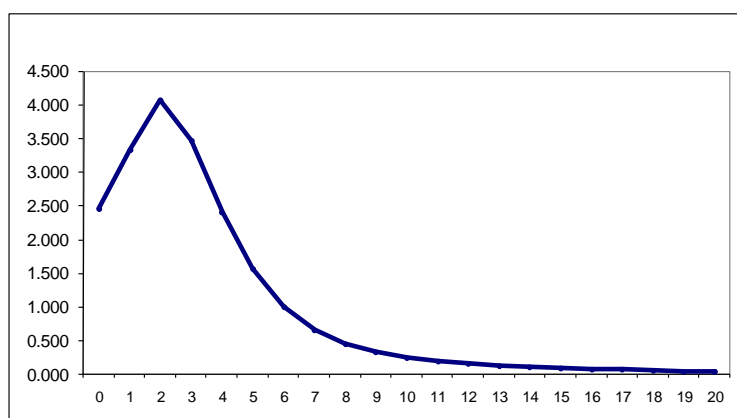


Gráfico 284: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Los aumentos del stock de capital del resto de España tienen efectos positivos sobre el nivel del stock de capital de Extremadura. Si bien se supone la ausencia de efectos instantáneos por motivos técnicos (de identificación econométrica), los efectos a largo plazo son significativos, de 1.46 puntos porcentuales, por lo que podemos concluir que ambos capitales son complementarios.

En cuanto a los efectos en el resto de España, un aumento del stock de capital del resto de España produce un incremento a largo plazo de la producción del resto de España del 3.92% (tabla 267 y gráfico 285), efecto que, prácticamente, se genera en tan solo tres periodos.

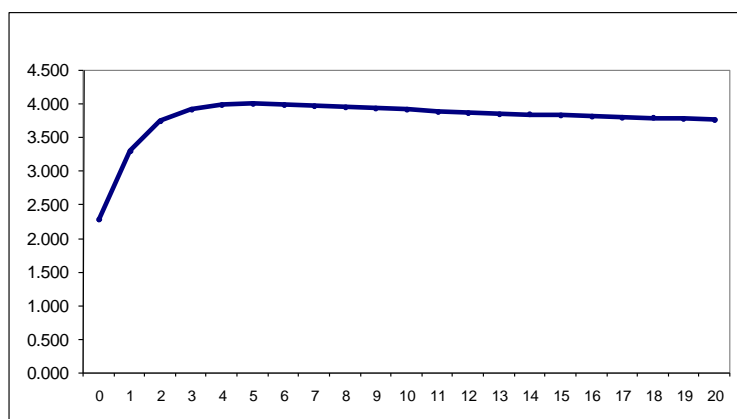


Gráfico 285: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también genera aumentos a largo plazo del empleo del resto de España (tabla 267 y gráfico 286). En concreto, el aumento del empleo a largo plazo se sitúa en el 6.97%, respuesta que, de nuevo, es más lenta que la obtenida en la producción.

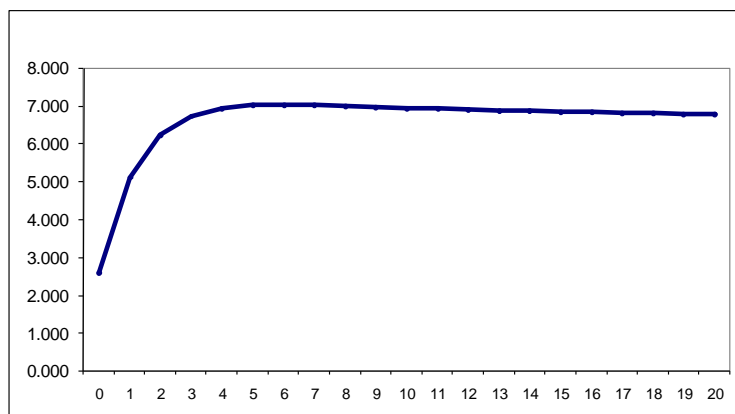


Gráfico 286: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

A diferencia del caso del shock en el stock de capital de Extremadura, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel, a largo plazo, que alcanza el stock de capital del resto de España es de un 2.18%, superior a ese 1%. Por este motivo, se calculan en la tabla 268 las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España.

Tabla 268: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	0.000	2.455	0.000	2.273	2.568
1	1.179	1.983	0.398	1.958	3.038
2	1.107	2.050	0.566	1.882	3.144
3	0.787	1.638	0.626	1.850	3.180
4	0.541	1.108	0.651	1.834	3.194
5	0.339	0.712	0.662	1.824	3.199
6	0.206	0.455	0.667	1.816	3.200
7	0.124	0.298	0.669	1.810	3.199
8	0.077	0.204	0.670	1.805	3.198
20	0.049	0.147	0.670	1.800	3.196

En la tabla 268 se constata que la elasticidad de la producción de Extremadura en el primer periodo es de 1.18%, elasticidad que va decreciendo de forma progresiva hasta el 0% de largo plazo. El comportamiento de la elasticidad del empleo de Extremadura es similar, ya que de forma instantánea se sitúa en el 2.45%, y decrece de forma progresiva hasta situarse en el 0% en el largo plazo.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, las elasticidades son superiores a las observadas para Extremadura. A corto plazo, la elasticidad de la producción es de 2.27%, y la del empleo se sitúa en el 2.57%(frente al 2.45%), mientras que a largo plazo la elasticidad de la producción es del 1.80%, y la del empleo 3.20%, mientras que para la CA las elasticidades a largo plazo son nulas.

A diferencia de lo ocurrido en el capital de Extremadura, existe una complementariedad entre los capitales de Extremadura y del resto de España, ya que la elasticidad a largo plazo del capital de Extremadura es de un 0.67%.

Como en el caso del shock en el stock de capital de Extremadura, en la tabla 269 se presentan las respuestas de la producción de Extremadura (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Extremadura (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 269: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.409	0.000	746.069	21.038	1000
1	6.896	0.331	7.303	642.873	24.885	1000
2	6.472	0.342	10.387	617.767	25.753	1000
3	4.599	0.273	11.497	607.454	26.053	1000
4	3.164	0.185	11.957	602.043	26.167	1000
5	1.985	0.119	12.156	598.635	26.206	1000
6	1.202	0.076	12.244	596.152	26.214	1000
7	0.726	0.050	12.282	594.146	26.208	1000
8	0.449	0.034	12.297	592.419	26.197	1000
20	0.012	0.003	12.284	580.311	26.077	1000

La tabla 269 muestra que un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España no aumenta a largo plazo ni la producción ni el empleo de Extremadura. Dicha inversión genera casi 7 millones de euros en el primer periodo, cantidad que va decreciendo hasta el octavo periodo, momento en el que se agota la respuesta. La respuesta del empleo es cualitativamente similar, ya que de forma instantánea crea 409 empleos, y decrece de forma progresiva hasta agotarse la respuesta en el octavo periodo y, por lo tanto, generando 0 empleos a largo plazo.

En el resto de España también aumenta la producción y del empleo. En concreto, genera un aumento instantáneo de la producción de algo más de 746 millones y de 580 millones en el largo plazo. En cuanto al empleo, la inversión anterior crea en torno a 21000 empleos de forma instantánea y 26077 empleos en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: Extremadura vs resto de España

El gráfico 287 presenta la evolución de la productividad del trabajo de Extremadura y del resto de España durante el periodo muestral. Se constata que dichas productividades evolucionan en paralelo, aumentando de forma progresiva durante todo el periodo muestral. Se pueden distinguir dos periodos de crecimiento diferenciados, uno hasta mediados de los años noventa caracterizado por un fuerte crecimiento, y el resto del periodo muestral, en el que el crecimiento es más suave.

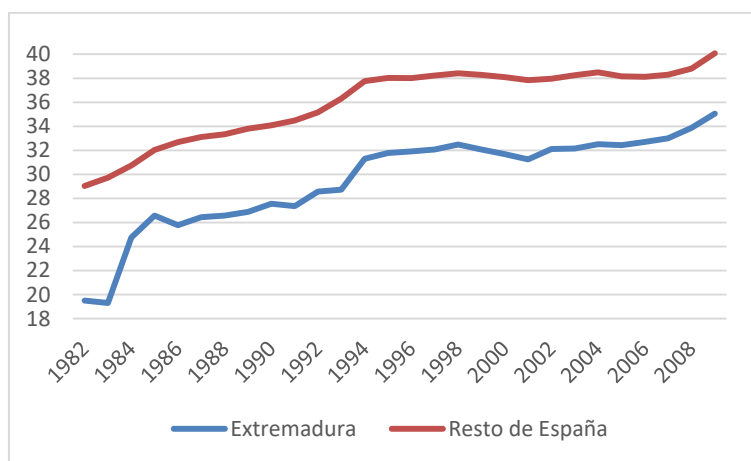


Gráfico 287: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 288 se representa la denominada productividad relativa (ratio entre la productividad de Extremadura y el resto de España). Se aprecia que en todos los periodos, salvo al principio de la muestra, el ratio es bastante similar, e inferior a la unidad, lo que indica que la productividad del trabajo en Extremadura es menor que la del resto de España. Dicho ratio presenta un mínimo de 0.65 al principio de la muestra, y ,tras un fuerte crecimiento, alcanza el valor de 0.80 en tan solo un año. A partir de ese momento, el crecimiento es prácticamente nulo, no llegando nunca a alcanzar el valor de 0.9.

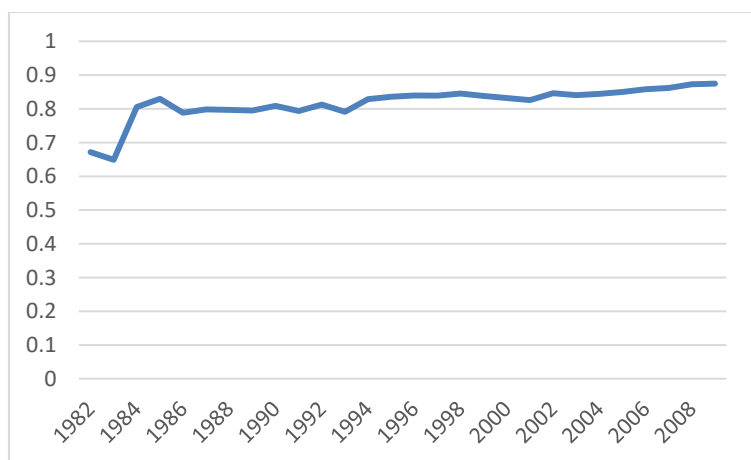


Gráfico 288: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 270 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de Extremadura sobre la productividad de Extremadura, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 270: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	1.000	1.000	1.000
1	0.249	1.000	0.249
2	0.611	1.000	0.611
3	0.633	1.000	0.633
4	0.657	1.000	0.657
5	0.681	1.000	0.681
6	0.705	1.000	0.705
7	0.728	1.000	0.728
8	0.750	1.000	0.750
20	0.921	1.000	0.921

Como se aprecia en la tabla 270, un aumento del stock de capital de Extremadura empeora la productividad de Extremadura a partir del primer periodo, y no tiene efectos sobre la productividad del resto de España en ningún periodo. Debido a la combinación de ambos resultados, el efecto del capital de Extremadura sobre la productividad relativa es negativo y ,por lo tanto, aumenta la distancia entre Extremadura y el resto de CCAA en el corto plazo.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 271 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de Extremadura, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 271: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	0.289	0.917	0.316
1	0.731	0.733	0.997
2	0.691	0.695	0.993
3	0.677	0.682	0.993
4	0.731	0.676	1.082
5	0.782	0.672	1.164
6	0.829	0.670	1.236
7	0.866	0.669	1.294
8	0.894	0.668	1.338
20	0.915	0.667	1.371

Como se observa en la tabla 271, un aumento del stock de capital del resto de España empeora la productividad de Extremadura, tanto de forma instantánea como a largo plazo. Además, el stock de capital empeora la productividad del resto de España en todos los periodos. Debido a que la pérdida de productividad de Extremadura es mayor que la del resto de España a corto plazo, y menor a largo plazo, se concluye que el stock de capital del resto de España aumenta la distancia entre Extremadura y el resto de España a corto plazo, pero la reduce en el largo plazo.

IV.10.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock en el capital de Extremadura y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 272: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		K_{ct}		Y_{et}		L_{et}		K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.68	1.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1	0.00	0.00	1.61	6.00	0.68	1.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.11	2.02	2.32	10.82	0.68	1.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	0.20	3.30	3.02	15.20	0.68	1.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	0.20	4.36	3.66	18.91	0.68	1.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	0.14	5.32	3.93	21.66	0.68	1.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	0.16	6.11	4.18	23.48	0.68	1.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
7	0.18	6.84	4.41	24.70	0.68	1.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8	0.20	7.48	4.66	25.80	0.68	1.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20	0.25	10.14	6.18	30.32	0.68	1.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabla 273: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

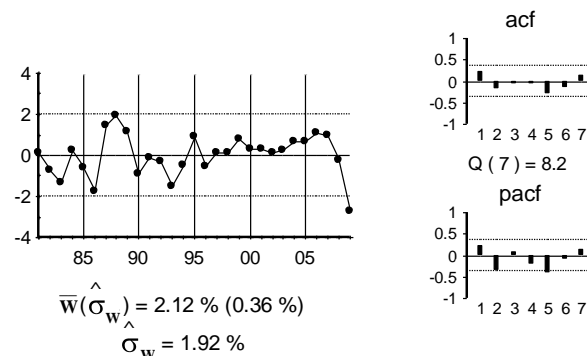
	Y_{ct}		L_{ct}		K_{ct}		Y_{et}		L_{et}		K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	0.00	0.73	4.93	0.00	0.00	1.23	3.34	1.23	3.73	0.73	1.23
1	0.77	4.27	2.09	9.73	0.30	1.45	1.66	5.07	2.70	7.82	1.14	2.16
2	1.50	8.64	4.91	16.43	0.50	2.70	1.84	5.95	3.32	10.30	1.25	2.77
3	2.52	12.45	7.52	23.11	0.61	3.45	1.91	6.57	3.52	11.64	1.27	3.14
4	3.32	15.98	9.23	29.41	0.68	3.95	1.95	7.09	3.50	12.48	1.30	3.43
5	3.59	19.50	9.86	36.82	0.70	4.39	1.91	7.48	3.45	13.32	1.30	3.66
6	3.73	22.57	10.32	43.86	0.73	4.73	1.86	7.73	3.41	13.98	1.30	3.80
7	3.82	24.82	10.66	50.25	0.75	4.98	1.84	7.93	3.39	14.45	1.30	3.89
8	3.89	26.80	10.95	55.93	0.75	5.14	1.82	8.11	3.34	14.73	1.30	3.95
20	4.05	32.02	9.45	64.89	0.77	5.50	1.80	8.05	3.32	14.61	1.30	3.95

IV.11. Comunidad de Galicia

IV.11.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \ln Y_{ct}$

Gráfico 289: Gráfico de y_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico:

$$y_{ct} = \hat{a}_{ct}$$

Por último, se presenta el contraste ADF sin retardos, ya que la serie original es un paseo aleatorio.

Tabla 274: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
0	-3.14	0.04	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

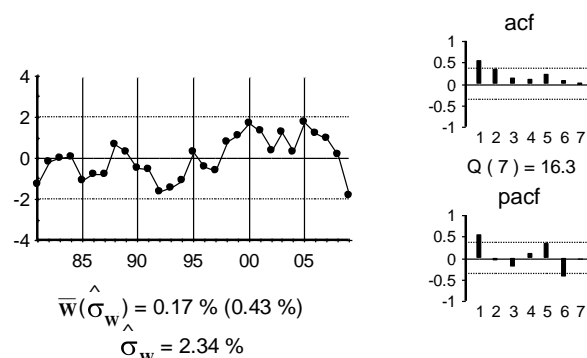


Gráfico 290: Gráfico de l_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.62B)l_{ct} = \hat{a}_t$$

(0.16)

Y los residuos de dicha estimación:

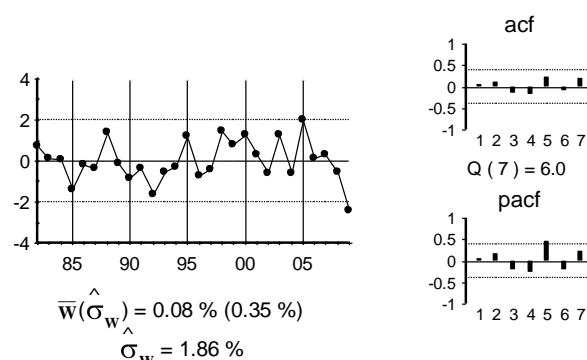


Gráfico 291: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original es un autorregresivo de orden 1.

Tabla 275: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-1.94	0.32	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Aunque el test ADF rechaza la existencia de raíz unitaria para la serie $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$, concluimos que la misma es estacionaria ya que partimos del supuesto, *a priori*, de que la producción y el empleo de una misma Comunidad tienen el mismo orden de integración, ya que de no ser así las respuestas de una variable ante variaciones en la otra no serían creíbles.

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$

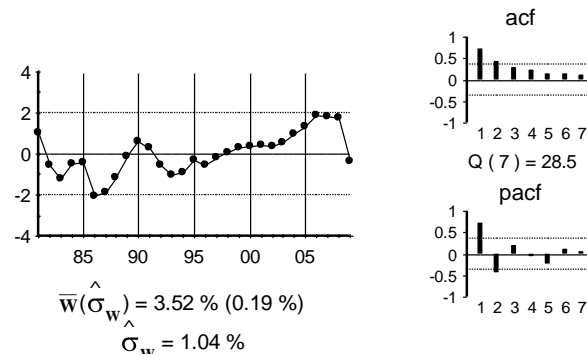


Gráfico 292: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$

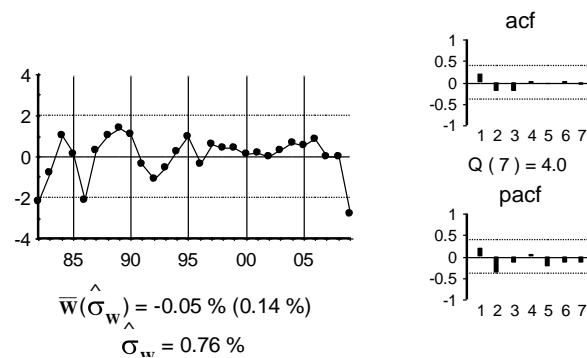


Gráfico 293: Gráfico de ∇k_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 276: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.60	0.11	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \ln Y_{et}$

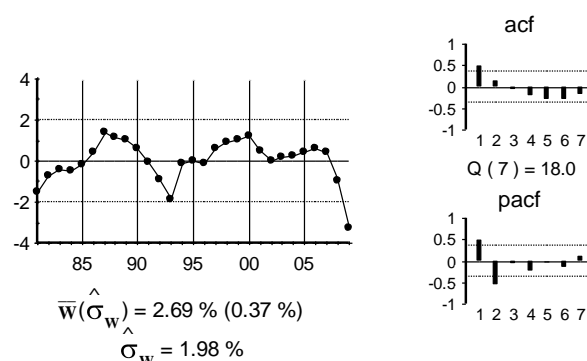


Gráfico 294: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \ln Y_{et}$

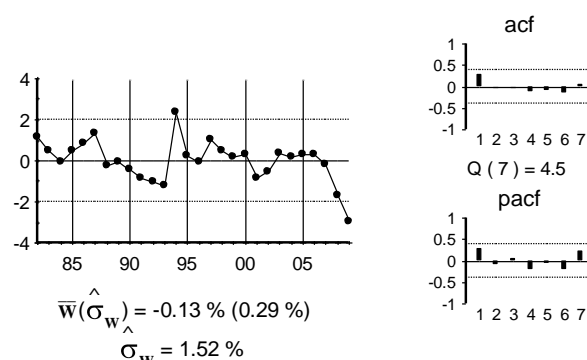


Gráfico 295: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.43 B) \nabla y_{et} = \hat{a}_t$$

(0.22)

Y los residuos de dicha estimación:

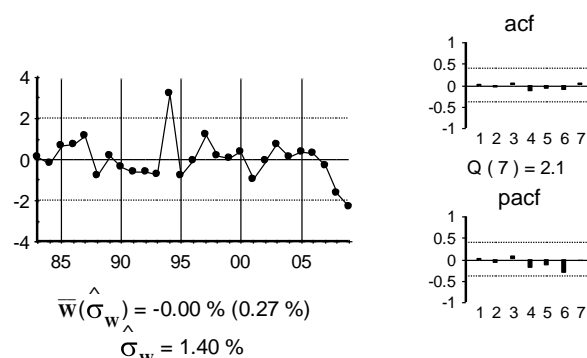


Gráfico 296: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 277: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.71	0.41	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

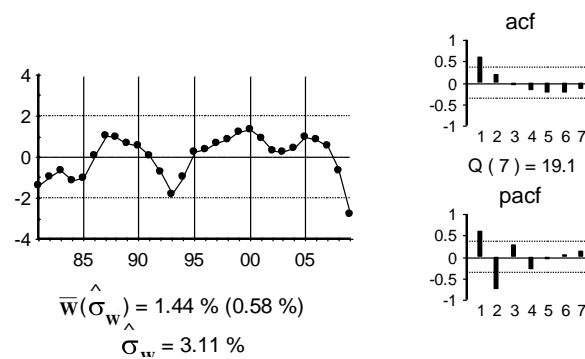


Gráfico 297: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \ln L_{et}$

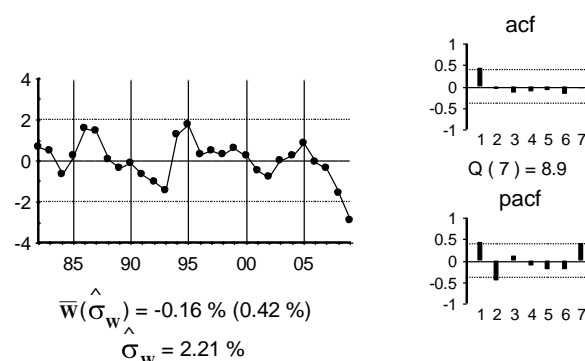


Gráfico 298: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - \underset{(0.21)}{0.81B} + \underset{(0.23)}{0.49B^2}) \nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

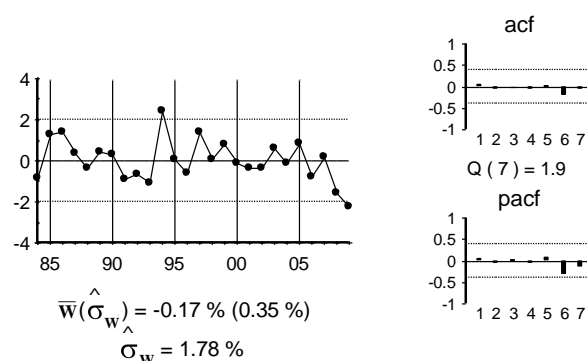


Gráfico 299: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 2.

Tabla 278: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.50	0.13	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

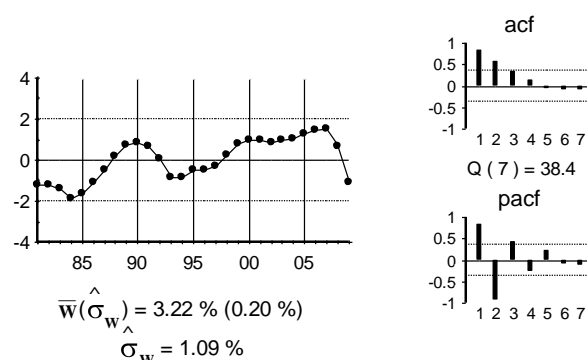


Gráfico 300: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \ln K_{et}$

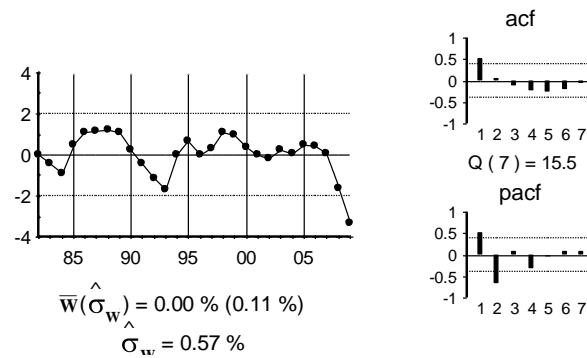


Gráfico 301: : Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - \underset{(0.20)}{1.22} B + \underset{(0.22)}{0.68} B^2) \nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación en el gráfico siguiente:

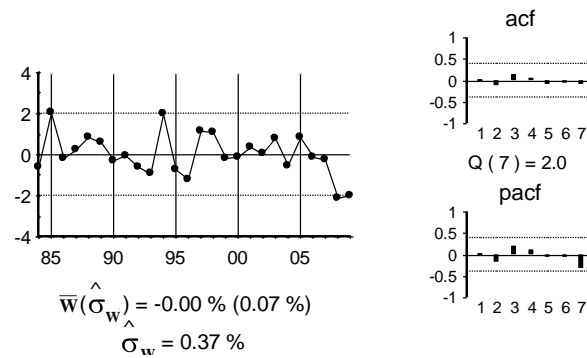


Gráfico 302: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 2.

Tabla 279: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.83	0.07	-3.72	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.11.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 280: Método de Engle y Granger – CA

	p=0	p=1	p=2
Y_{ct}	-2.59	-1.23	-1.18
L_{ct}	-0.32	-0.81	-1.14
k_{ct}	-3.58	-3.31	-2.57

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

El método de Engle y Granger indica que no hay relaciones de cointegración. Para confirmar dicho resultado, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado de dicho contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 281: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas Y_{ct}, L_{ct} y k_{ct}				
H₀: Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna	25.19	0.15	20.45	0.06
como mucho 1	4.74	0.83	3.88	0.87
como mucho 2	0.86	0.35	0.86	0.35
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (1). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

El contraste indica que no hay relaciones de cointegración en el grupo de variables de la Comunidad.

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinado que no existen relaciones de cointegración entre las variables de la CA, se buscan relaciones de cointegración en las variables del resto de España.

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 282: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-4.14	-3.93	-2.75
l_{et}	-3.98	-4.02	-2.83
k_{et}	-2.57	-2.76	-2.17

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

La tabla anterior muestra una relación de cointegración entre y_{et} y el resto de variables. Si bien el estadístico indicaría otra entre l_{et} y el resto de variables, el gráfico de dicha relación no tiene apariencia estacionaria.

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 283: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.71	-1.03	-0.95
k_{et}	-2.69	-2.05	-1.22
k_{et}^*	-3.32	-2.45	-1.62

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

La tabla anterior constata que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{et} no. Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.02 + 0.53l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.002) (0.05)

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

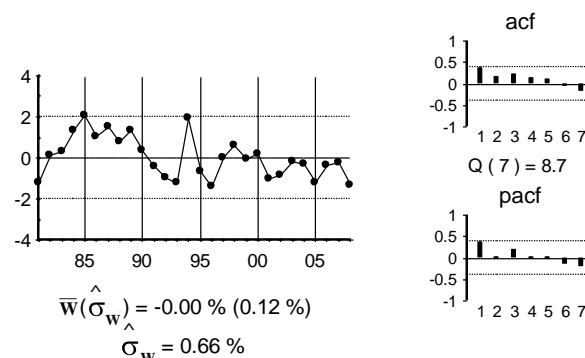


Gráfico 303: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado de este contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 284: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et} , l_{et} y k_{et}				
H ₀ :Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	20.16	0.01	17.57	0.01
como mucho 1	2.59	0.11	2.59	0.11
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

El contraste de Johansen muestra la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - \underset{(0.05)}{0.53} l_{et}$$

Esta relación se presenta en el gráfico siguiente:

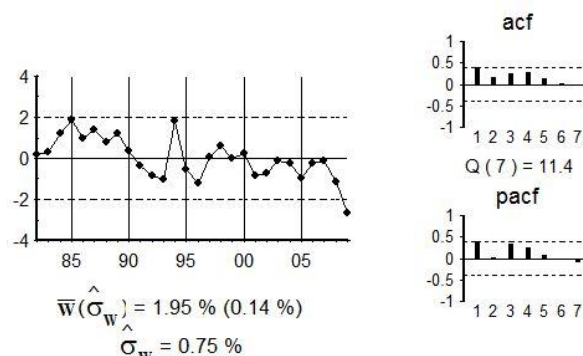


Gráfico 304: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

El método de Johansen lleva a la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger, tiene una interpretación económica clara, y, por lo tanto, se concluye que dicha relación de cointegración existe.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen, ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y por lo tanto:

$$ecm1_t = y_{et} - 0.53 l_{et}$$

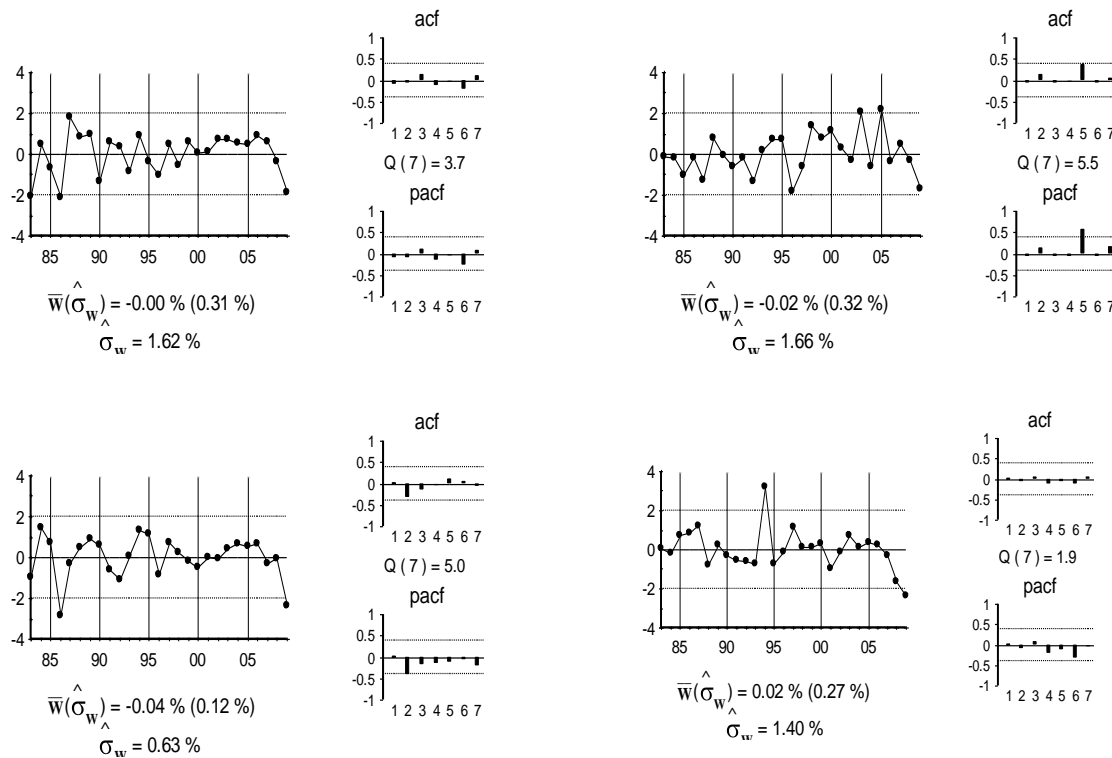
IV.11.3. Modelo multivariante

Con la relación de cointegración obtenida por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 285: Resultados del modelo multivariante

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.015 (0.004)	0	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	-0.112 (0.051)	0	0
y_{ct-1}	0.283 (0.141)	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	0	0.628 (0.130)	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0.779 (0.214)	0	0	0.471 (0.204)	1.106 (0.264)	0.286 (0.067)
∇l_{et-1}	0	0.467 (0.162)	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	0	0.707 (0.227)	0	0	0

El gráfico de los residuos y de la FCC se presentan a continuación.



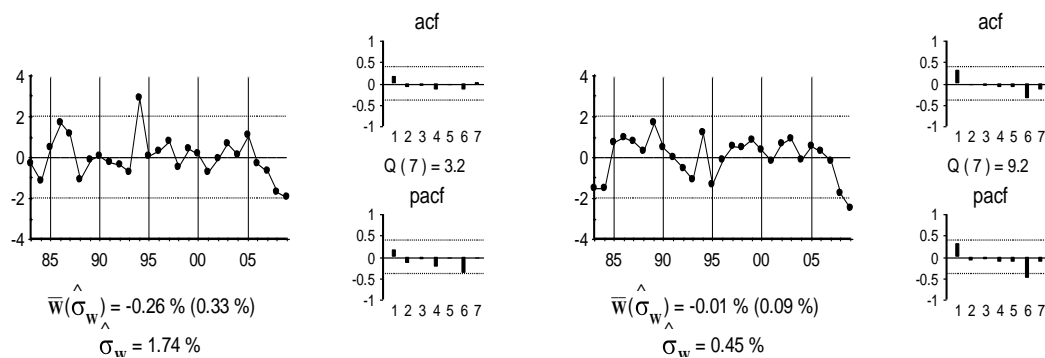


Gráfico 305: Gráfico de los residuos

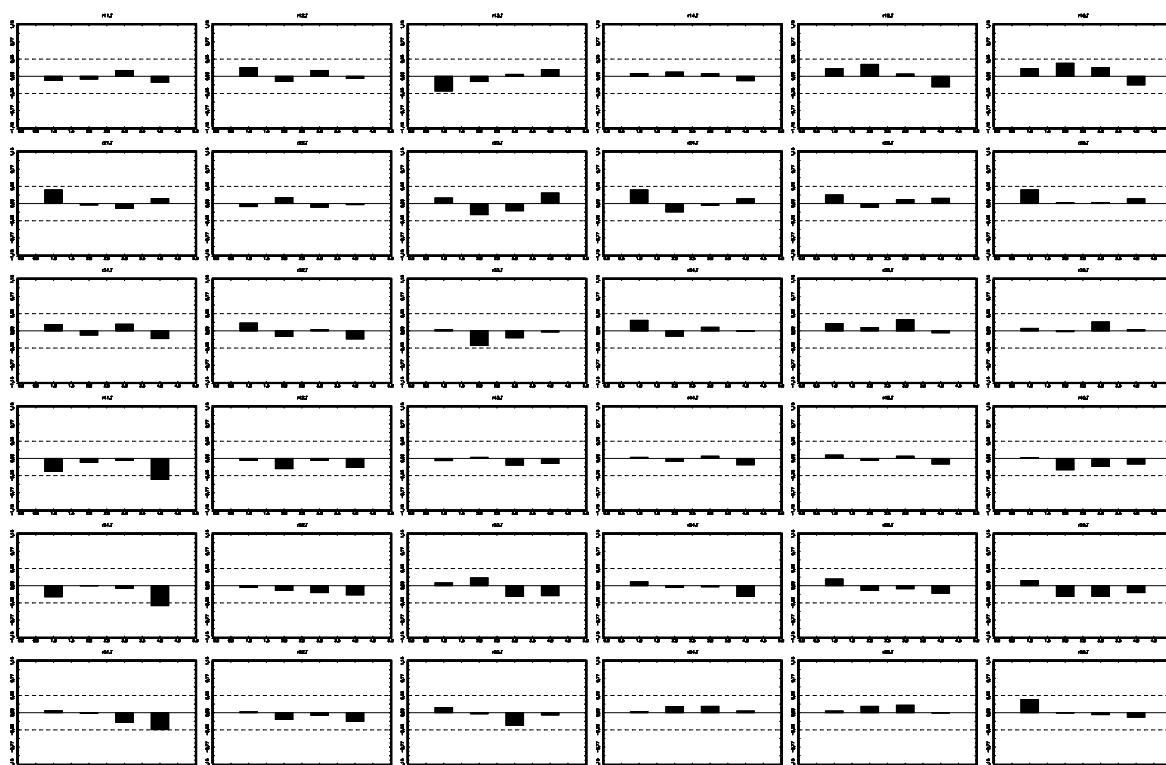


Gráfico 306: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la siguiente tabla.

Tabla 286: Correlaciones instantáneas

1.00	0.25	0.56	0.34	0.20	0.46
0.25	1.00	0.35	0.22	0.20	0.29
0.56	0.35	1.00	0.32	0.13	0.24
0.34	0.22	0.32	1.00	0.89	0.71
0.20	0.20	0.13	0.89	1.00	0.69
0.46	0.29	0.24	0.71	0.69	1.00

Dicha matriz indica que hay correlaciones grandes entre el capital del resto de España y la producción y el empleo del resto de España. En este caso también es significativa la del capital de la Comunidad sobre la producción de la Comunidad. Se modelizan a partir de los supuestos del marco teórico, especificando que el capital es el que afecta al resto de variables.

Con dichos supuestos se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 287: Matriz V

1.00	0.00	-1.22	0.00	0.00	-1.24
0.00	1.00	-0.94	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	-2.20
0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	-2.69
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 288: Correlaciones instantáneas. Modelo ortogonalizado

1.00	-0.03	0.00	-0.10	-0.18	-0.01
-0.03	1.00	0.00	-0.07	0.02	0.22
0.00	0.00	1.00	0.21	-0.06	0.24
-0.10	-0.07	0.21	1.00	0.81	0.00
-0.18	0.02	-0.06	0.81	1.00	-0.01
-0.01	0.22	0.24	0.00	-0.01	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 289: Resultados del modelo estructural

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.015	0	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	-0.112	0	0
y_{ct-1}	0.283	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	0	0.628	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0.423	0	0	-0.158	0.337	0.286
∇l_{et-1}	0	0.467	0	0	0	0
∇k_{et-1}	-0.864	-0.662	0.707	0	0	0
∇k_{ct}	1.222	0.937	0	0	0	0
∇k_{et}	1.244	0	0	2.200	2.689	0

IV.11.4. Función de respuesta al impulso

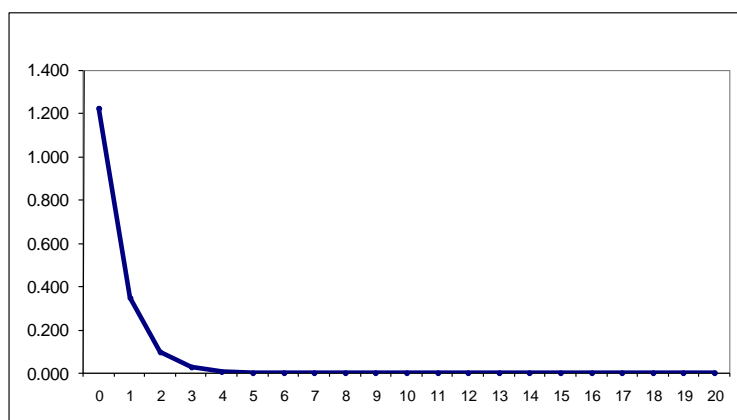
Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de Galicia

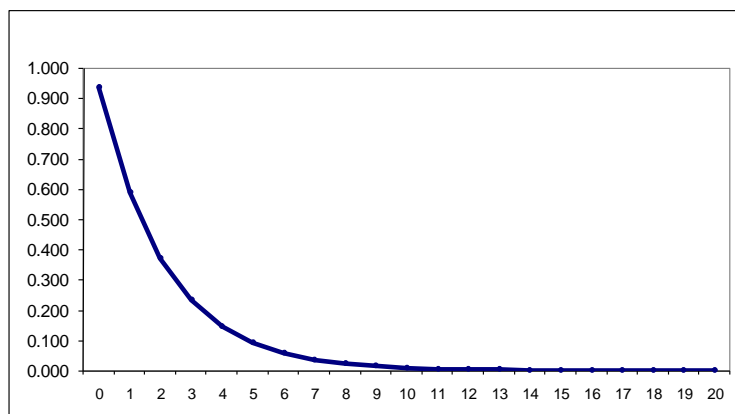
En la tabla 290 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de Galicia. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 290: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	1.222	0.937	1.000	0.000	0.000	0.000
1	0.346	0.588	1.000	0.000	0.000	0.000
2	0.098	0.369	1.000	0.000	0.000	0.000
3	0.028	0.232	1.000	0.000	0.000	0.000
4	0.008	0.146	1.000	0.000	0.000	0.000
5	0.002	0.091	1.000	0.000	0.000	0.000
6	0.001	0.057	1.000	0.000	0.000	0.000
7	0.000	0.036	1.000	0.000	0.000	0.000
8	0.000	0.023	1.000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000

Como se observa en la tabla 290, así como en los gráficos 307 y 308, un aumento permanente del 1% en el stock de capital de Galicia sólo es capaz de producir aumentos significativos y positivos en la producción y el empleo de Galicia a corto plazo. Así, de forma instantánea la producción aumenta un 1.22%, mientras que el aumento instantáneo del empleo es un poco menor, de un 0.94%. A partir de ese momento, dichos aumentos van disminuyendo de forma progresiva en los periodos siguientes, hasta hacerse cero en el largo plazo. En cuanto a los efectos en el resto de España, estos son nulos, ya que una inversión en Galicia no produce ningún efecto en la producción o el empleo de fuera de sus fronteras.

**Gráfico 307: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}**

Gráfico 308: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

Debido a que el aumento en el stock de capital de Galicia permanece constante en el 1%, ya que en esta Comunidad no se producen relaciones de retroalimentación entre dicho stock y el resto de variables, las respuestas de las variables son exactamente las elasticidades. Por lo tanto, se concluye que la elasticidad de la producción de Galicia a corto plazo es 1.22% y 0% a largo plazo, y la elasticidad del empleo de Galicia a corto plazo es 0.94% y 0% a largo plazo. Finalmente, las elasticidades de la producción y el empleo del resto de España son del 0% en todos los periodos.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 291 se presentan las respuestas de la producción de Galicia (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Galicia (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de Galicia.

Tabla 291: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	388.746	8.496	1000	0.000	0.000	0.000
1	110.015	5.335	1000	0.000	0.000	0.000
2	31.134	3.351	1000	0.000	0.000	0.000
3	8.811	2.104	1000	0.000	0.000	0.000
4	2.494	1.321	1000	0.000	0.000	0.000
5	0.706	0.830	1000	0.000	0.000	0.000
6	0.200	0.521	1000	0.000	0.000	0.000
7	0.057	0.327	1000	0.000	0.000	0.000
8	0.016	0.206	1000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.001	1000	0.000	0.000	0.000

Como se aprecia en la tabla 291, un aumento de 1000 millones en el stock de capital de Galicia genera de forma instantánea un incremento de la producción de Galicia de algo menos de 389 millones de euros. A partir de ese momento, el efecto cada vez es menor, hasta desaparecer en el sexto periodo. Además del efecto sobre la producción, la inversión en stock de capital tiene

efectos a corto plazo sobre el empleo. En concreto, con una inversión de 1000 millones de euros, se crean de forma instantánea 8496 empleos en Galicia. De nuevo, a partir de ese momento, el número de empleos generados se reduce de forma progresiva hasta el décimo periodo, momento en el que prácticamente no se generan empleos. Ahora bien, la inversión en el capital de Galicia no genera en el resto de España ni un euro ni un empleo, ni a corto ni a largo plazo.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 292 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 292: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	1.244	0.000	0.000	2.200	2.689	1.000
1	2.066	1.256	0.707	3.149	5.122	1.629
2	1.324	1.925	1.152	3.548	6.172	1.901
3	0.685	1.699	1.344	3.705	6.613	2.015
4	0.316	1.273	1.424	3.756	6.786	2.060
5	0.129	0.880	1.456	3.762	6.843	2.074
6	0.042	0.579	1.466	3.750	6.850	2.076
7	0.002	0.367	1.468	3.731	6.837	2.073
8	-0.014	0.224	1.465	3.710	6.815	2.067
20	-0.020	0.131	1.461	3.689	6.792	2.061

La tabla 292, así como en los gráficos 309 y 310, indican que un aumento permanente del stock de capital del resto de España no produce efectos permanentes ni en la producción ni en el empleo de Galicia. La producción aumenta de forma instantánea un 1.24% y, tras alcanzar su máximo en el primer periodo, con un aumento del 2.07%, dicho efecto se va reduciendo de forma progresiva hasta el séptimo periodo, momento en el que se agota la respuesta.

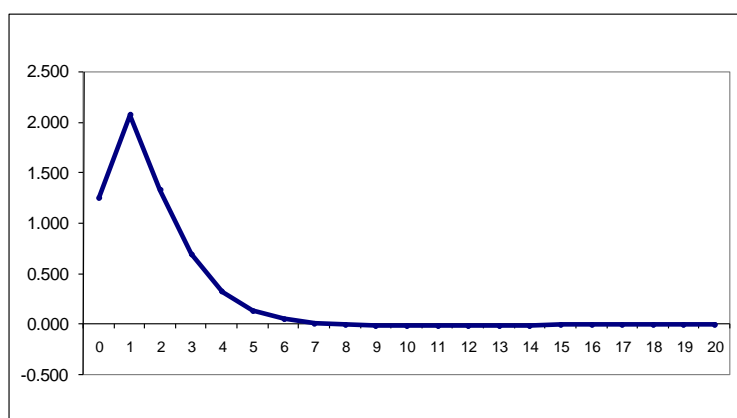


Gráfico 309: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

Por su parte, el empleo tarda un periodo en reaccionar, con un incremento del 1.26 % en el primer periodo. En el segundo periodo la respuesta del empleo se sitúa en el 1.92%, y, a partir de ese momento, se va reduciendo de forma progresiva hasta su agotarse en el duodécimo periodo.

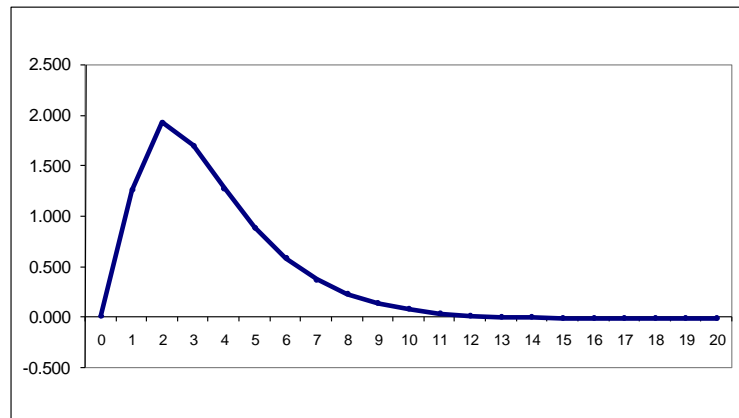


Gráfico 310: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Los aumentos del stock de capital del resto de España tienen efectos positivos sobre el nivel del stock de capital de Galicia. Si bien se supone la ausencia de efectos instantáneos por motivos técnicos (de identificación econométrica), los efectos a largo plazo son significativos, de 1.46 puntos porcentuales, por lo que ambos capitales son complementarios.

En cuanto a los efectos en el resto de España, un incremento del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 3.69% (tabla 292 y gráfico 311), efecto que, prácticamente, se genera en tan solo tres periodos.

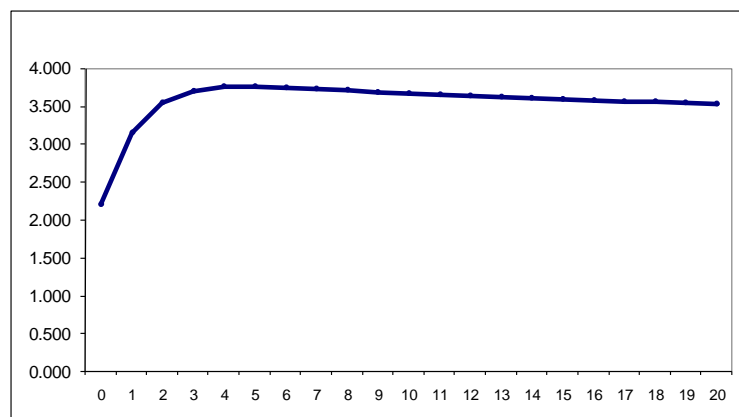


Gráfico 311: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también incrementa a largo plazo el empleo del resto de España (tabla 292 y gráfico 312). En concreto, el incremento del empleo a largo plazo se sitúa en el 6.79%, respuesta que de nuevo, es más lenta que la obtenida en la producción.

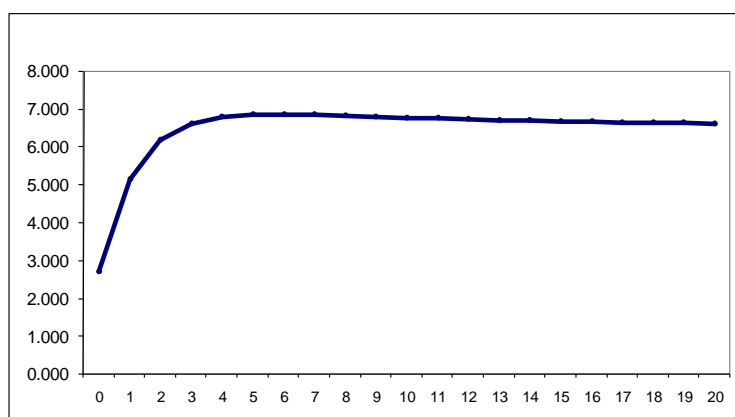


Gráfico 312: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

A diferencia del caso del shock en el stock de capital de Galicia, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel, a largo plazo, que alcanza el stock de capital del resto de España es de un 2.06%, superior al 1%. Por este motivo, se calculan en la tabla 293 las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España.

Tabla 293: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	1.244	0.000	0.000	2.200	2.689
1	1.268	0.771	0.434	1.933	3.144
2	0.697	1.013	0.606	1.867	3.247
3	0.340	0.843	0.667	1.839	3.282
4	0.153	0.618	0.692	1.824	3.295
5	0.062	0.424	0.702	1.814	3.299
6	0.020	0.279	0.706	1.806	3.300
7	0.001	0.177	0.708	1.800	3.299
8	-0.007	0.109	0.709	1.795	3.297
20	-0.010	0.064	0.709	1.790	3.295

La tabla 293 indica que la elasticidad instantánea de la producción de Galicia es 1.24%, elasticidad que va decreciendo de forma progresiva hasta el 0% de largo plazo. El comportamiento de la elasticidad del empleo de Galicia es similar, tarda un periodo en reaccionar, con una elasticidad de 0.77%, y en el segundo periodo alcanza su máximo situándose en el 1.01%, y ya decrece de forma progresiva hasta situarse en el 0% en el largo plazo.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, la elasticidad, tanto a corto como a largo plazo, de la producción del resto de España es superior a la observada para la producción de Galicia, 2.20% de forma instantánea (frente al 1.24 %) y 1.03% en el largo plazo (frente al 0%). Por su parte, la elasticidad a corto plazo del empleo del resto de España es también superior a la del empleo de Galicia, ya que la elasticidad a corto plazo se sitúa en el 2.69% (frente al 1.01%) y la elasticidad a largo plazo se sitúa en el 3.29% (frente al 0%).

A diferencia de lo ocurrido en el capital de Galicia, existe una complementariedad entre los capitales de Galicia y del resto de España, ya que la elasticidad a largo plazo del capital de Galicia es de un 0.71%.

Como en el caso del shock en el stock de capital de Galicia, en la tabla 294 se presentan las respuestas de la producción de Galicia (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Galicia (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 294 : Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	22.010	0.000	0.000	706.637	20.837	1000
1	22.429	0.389	24.131	620.911	24.364	1000
2	12.323	0.511	33.698	599.548	25.164	1000
3	6.015	0.425	37.091	590.616	25.436	1000
4	2.714	0.312	38.459	585.785	25.535	1000
5	1.104	0.214	39.036	582.618	25.566	1000
6	0.355	0.141	39.280	580.221	25.570	1000
7	0.020	0.089	39.381	578.230	25.562	1000
8	-0.122	0.055	39.419	576.487	25.551	1000
20	-0.093	-0.004	39.367	564.218	25.436	1000

Como se aprecia en la tabla 294, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España no tiene efectos a largo plazo ni en la producción ni en el empleo de Galicia. Dicha inversión genera en torno a 22 millones de euros de forma instantánea, cantidad que va decreciendo hasta el sexto periodo, momento en el que se agota la respuesta. La respuesta del empleo es cualitativamente similar, ya que en el primer periodo se generan 389 empleos, 511 empleos en el segundo, y a partir de ese periodo, el número de empleos generados decrece de forma progresiva hasta agotarse la respuesta en el duodécimo periodo.

En el resto de España dicho stock también aumenta la producción y el empleo. En concreto, genera un aumento instantáneo de la producción de 707 millones y de 564 millones en el largo plazo. En cuanto al empleo, la inversión anterior genera algo más de 20800 empleos de forma instantánea y de algo más de 25400 en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: Galicia vs resto de España

El gráfico 313 muestra la evolución de la productividad del trabajo de Galicia y del resto de España durante el periodo muestral. La evolución de ambas productividades es bastante similar, aumentan de forma significativa hasta principios de los años 90, momento a partir del cual prácticamente se estabilizan hasta el año 2007, donde la productividad sufre un repunte positivo.

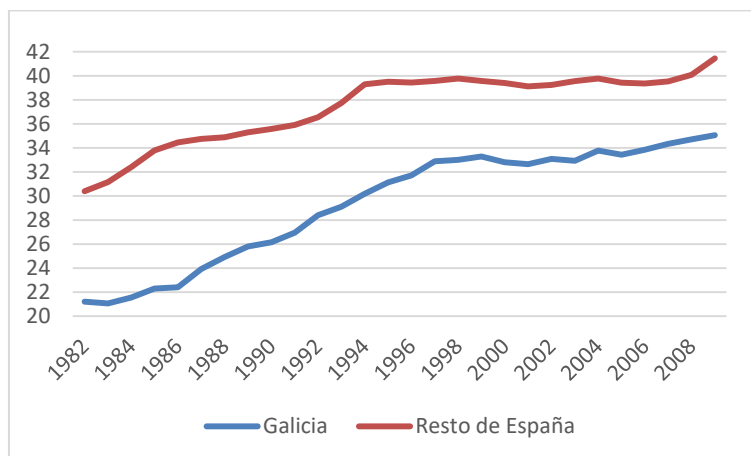


Gráfico 313: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 314 se representa el ratio de ambas productividades. Se constata que en todos los periodos el ratio es inferior a 1 indicando que la productividad del trabajo en Galicia es menor que la del resto de España. Dicho ratio presenta un mínimo de 0.65 en 1986, punto de máxima distancia entre las dos productividades. A partir de esa fecha, crece lentamente hasta el final del periodo muestral, alcanzando un máximo de 0.85 al final del mismo.

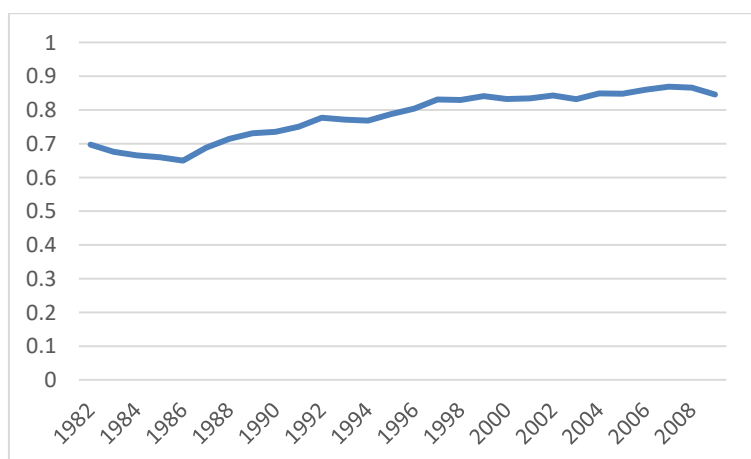


Gráfico 314: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 295 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de Galicia sobre la productividad de Galicia, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 295: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	1.148	1.000	1.148
1	0.847	1.000	0.847
2	0.802	1.000	0.802
3	0.834	1.000	0.834
4	0.880	1.000	0.880
5	0.918	1.000	0.918
6	0.946	1.000	0.946
7	0.965	1.000	0.965
8	0.978	1.000	0.978
20	1.000	1.000	1.000

Como se observa en la tabla 295, un aumento del stock de capital de Galicia empeora la productividad de Galicia a corto plazo, pero la deja igual en el largo plazo. Además, dicho stock no afecta la productividad del resto de España en ningún periodo y, por lo tanto, se concluye que el stock de capital de Galicia reduce la productividad relativa, aumentando la distancia entre la productividad del trabajo de Galicia y el resto de España.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 296 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de Galicia, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 296: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	2.244	0.867	2.587
1	1.281	0.708	1.810
2	0.843	0.675	1.249
3	0.727	0.663	1.097
4	0.713	0.657	1.084
5	0.746	0.655	1.140
6	0.797	0.653	1.222
7	0.850	0.651	1.306
8	0.896	0.650	1.377
20	0.931	0.650	1.433

Como se aprecia en la tabla 296, un aumento del stock de capital del resto de España mejora la productividad de Galicia de forma instantánea, pero la empeora a partir del segundo periodo. Además, el stock de capital empeora, todavía más, la productividad del resto de España en todos los periodos. A corto plazo, la ganancia de productividad de Galicia y la pérdida del resto de España implica que el stock de capital del resto de España disminuye la distancia entre la productividad de Galicia y la del resto de España. A largo plazo, la conclusión es la misma, ya que la pérdida de productividad de Galicia es menor que la del resto de España, y ,por lo tanto, el efecto final es una mejora de la productividad relativa.

IV.11.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock en el capital de Galicia y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 297: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.18	3.98	0.09	2.91	0.63	1.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1	0.11	3.22	0.13	4.64	0.63	1.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.16	3.40	0.16	5.89	0.63	1.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	0.13	3.36	0.16	6.82	0.63	1.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	0.13	3.38	0.16	7.47	0.63	1.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	0.13	3.38	0.16	7.91	0.63	1.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	0.13	3.38	0.16	8.22	0.63	1.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
7	0.13	3.38	0.16	8.44	0.63	1.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8	0.13	3.38	0.16	8.60	0.63	1.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20	0.13	3.38	0.16	8.93	0.63	1.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabla 298: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	3.11	0.00	0.00	0.00	0.00	0.78	3.33	1.00	3.98	0.76	1.31
1	0.49	3.38	0.09	1.76	-0.04	0.84	0.76	4.09	1.96	6.93	0.96	1.98
2	0.47	3.60	0.22	4.00	-0.07	1.29	0.80	4.33	1.98	7.76	0.96	2.18
3	0.53	3.82	0.29	5.42	-0.07	1.49	0.84	4.47	1.98	8.31	0.96	2.31
4	0.56	3.87	0.33	6.51	-0.07	1.58	0.89	4.53	1.96	8.60	0.96	2.38
5	0.53	3.91	0.36	7.56	-0.07	1.62	0.91	4.64	1.96	8.87	0.96	2.42
6	0.53	3.96	0.36	8.22	-0.07	1.62	0.96	4.67	1.93	9.02	0.96	2.42
7	0.56	3.98	0.36	8.58	-0.07	1.64	0.98	4.69	1.93	9.07	0.96	2.42
8	0.56	3.98	0.36	8.93	-0.07	1.64	0.98	4.71	1.91	9.09	0.96	2.42
20	0.58	3.96	0.36	9.24	-0.07	1.64	0.96	4.80	1.91	9.33	0.96	2.40

IV.12. Comunidad de Madrid

IV.12.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \text{Ln} Y_{ct}$

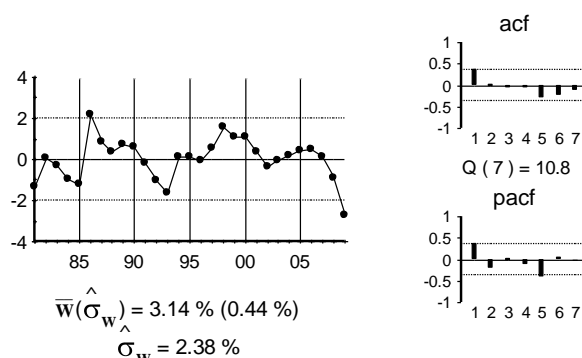


Gráfico 315: Gráfico de y_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{ct} = \nabla^2 \text{Ln} Y_{ct}$

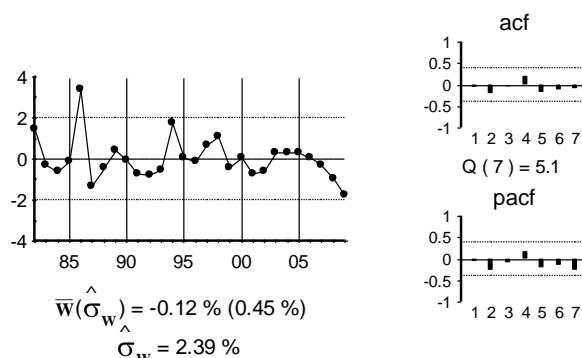


Gráfico 316: Gráfico de ∇y_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla y_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 299: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.36	0.16	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

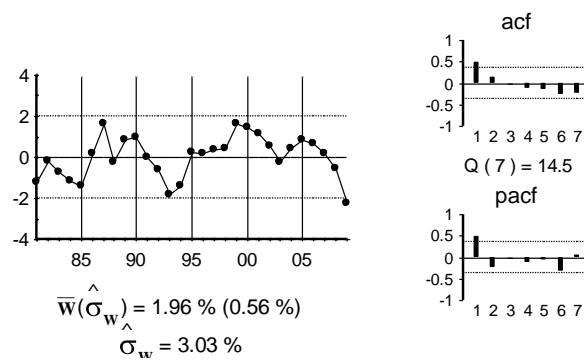


Gráfico 317: Gráfico de l_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{ct} = \nabla^2 \ln L_{ct}$

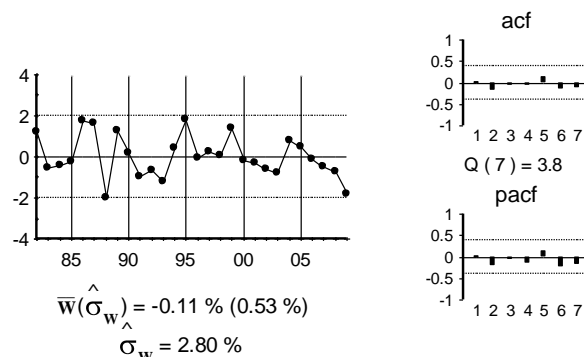


Gráfico 318: Gráfico de ∇l_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla l_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 300: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.37	0.16	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$

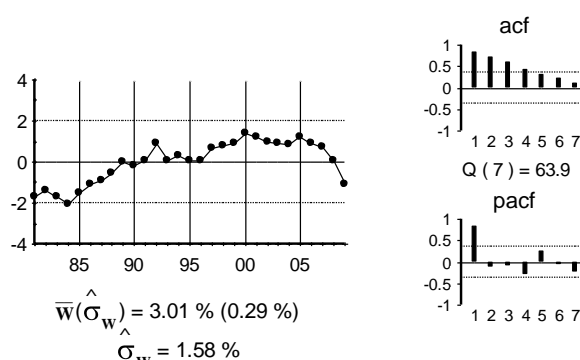


Gráfico 319: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$

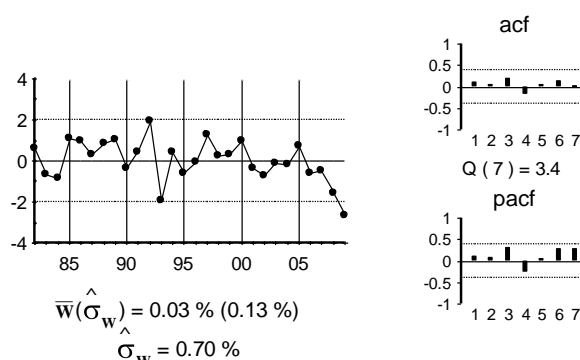


Gráfico 320: Gráfico de ∇k_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 301: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-1.42	0.56	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \ln Y_{et}$

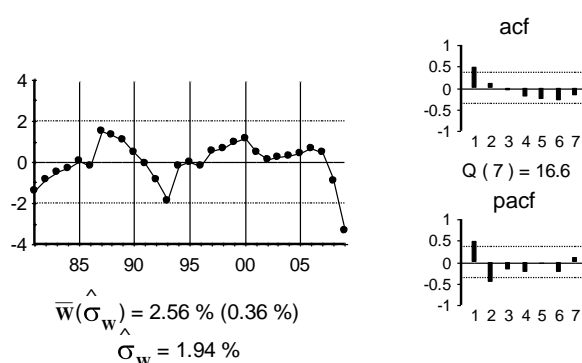


Gráfico 321: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \ln Y_{et}$

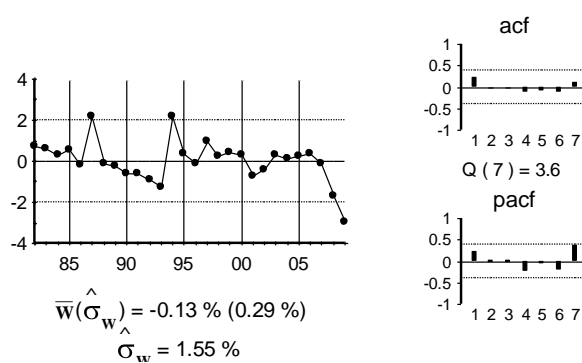


Gráfico 322: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla y_{et} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 302: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-1.79	0.38	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

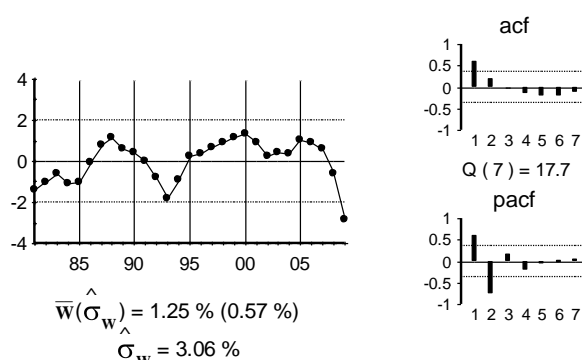


Gráfico 323: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \ln L_{et}$

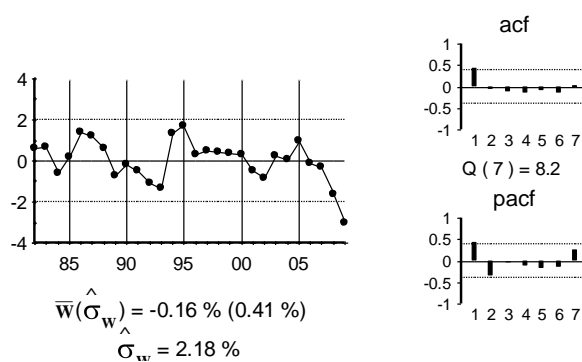


Gráfico 324: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.62B) \nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

(0.21)

Y los residuos de dicha estimación:

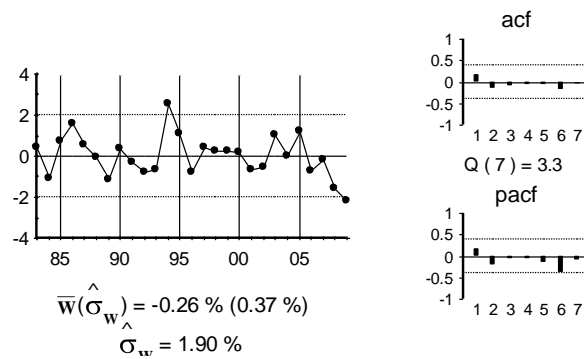


Gráfico 325: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo 1.

Tabla 303: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.74	0.40	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

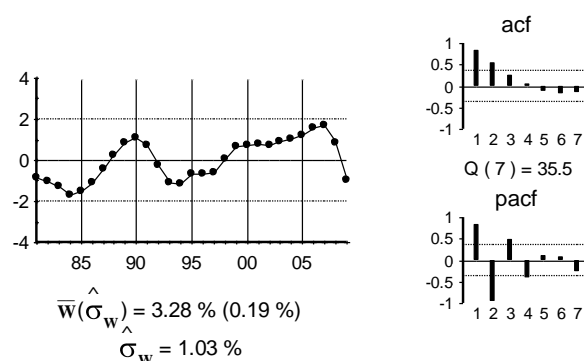


Gráfico 326: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \text{Ln} K_{et}$

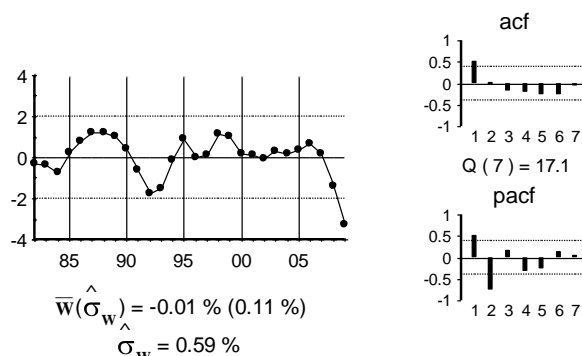


Gráfico 327: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - \underset{(0.20)}{1.25} B + \underset{(0.21)}{0.77} B^2) \nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

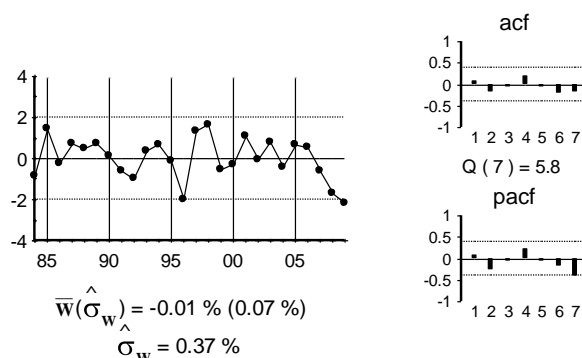


Gráfico 328: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo 2.

Tabla 304: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.90	0.06	-3.72	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.12.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 305: Método de Engle y Granger – CA

	p=0	p=1	p=2
y_{ct}	-5.59	-3.66	-2.61
l_{ct}	-5.48	-3.78	-2.97
k_{ct}	-2.19	-1.94	-1.77

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

El método de Engle y Granger indica que hay una relación de cointegración entre la tasa de crecimiento de la producción y el resto de variables y entre la tasa de crecimiento del empleo y el resto de variables.

En la siguiente tabla se presenta el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{ct} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 306: Método de Engle y Granger – CA – a partir de y_{ct}

	p=0	p=1	p=2
l_{ct}	-2.56	-2.40	-1.80
k_{ct}	-5.18	-3.28	-2.30

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

La tabla anterior indica que la variable l_{ct} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{ct} no debe estar.

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{ct} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 307: Método de Engle y Granger – CA – a partir de l_{ct}

	p=0	p=1	p=2
y_{ct}	-2.69	-2.81	-2.21
k_{ct}	-4.72	-2.98	-2.36

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

La tabla anterior indica que la variable y_{ct} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{ct} no debe estar.

Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{ct} y l_{ct} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{ct} = 0.019 + 0.62l_{ct} + \hat{\varepsilon}_{ct}$$

(0.003) (0.09)

Esta relación puede interpretarse como una función de producción de la Comunidad o como una variedad de la Ley de Okun. Esto es, dado un nivel de capital, las tasas de crecimiento de la producción y el empleo evolucionan en paralelo.

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

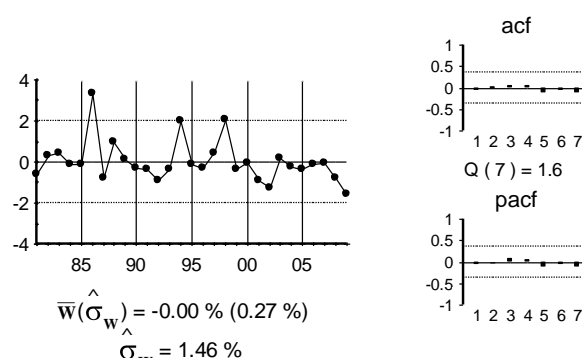


Gráfico 329: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 308: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas y_{ct} y l_{ct}				
H_0 : N° de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	48.97	0.000	41.95	0.000
como mucho 1	7.02	0.126	7.02	0.126
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{ct} = y_{ct} - 0.64l_{ct}$$

(0.05)

Los residuos de la relación obtenida se presentan en el gráfico siguiente:

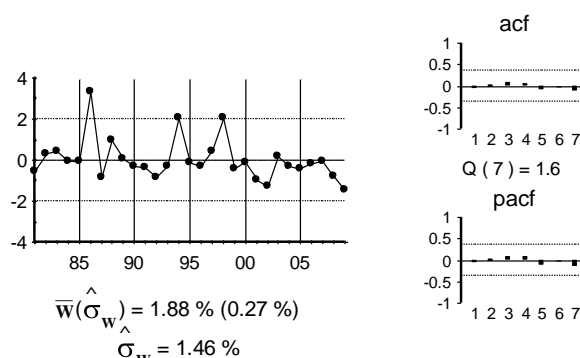


Gráfico 330: Gráfico de $\hat{\zeta}_{ct}$

Como es exactamente la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger, y además tiene una interpretación económica, se concluye que dicha relación es una relación de cointegración.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen, ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y por lo tanto:

$$ecm1_t = y_{ct} - 0.64l_{ct}$$

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinada la relación de cointegración entre las variables de la Comunidad, se buscan relaciones de cointegración entre las variables del resto de España.

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 309: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-4.15	-2.67	-1.94
l_{et}	-3.92	-2.67	-2.06
k_{et}	-2.07	-2.04	-2.28

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

La tabla anterior muestra la existencia de una relación de cointegración entre y_{et} y el resto de variables.

En la siguiente tabla se presenta el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto, excluyéndolas una a una. La tabla indica que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración pero la variable k_{et} no debe estar.

Tabla 310: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.91	-0.93	-0.89
k_{et}	-3.32	-1.84	-1.16

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

En la siguiente tabla se presenta el ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{et} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 311: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-0.71	-1.59	-1.12
k_{et}	-3.21	-2.00	-1.46

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

La tabla anterior indica que la variable y_{et} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{et} no debe estar. Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.018 + 0.58l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.001) (0.05)

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

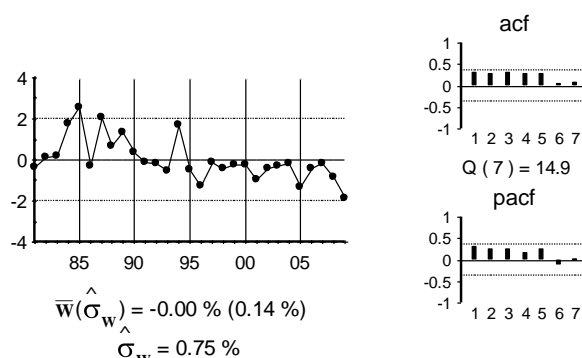


Gráfico 331: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado de este contraste, para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 312: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et} y^l_{et}				
H_0 :Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	16.66	0.033	15.12	0.037
como mucho 1	1.54	0.215	1.54	0.215
Contraste sin constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Se observa que dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - 0.54l_{et} \quad (0.06)$$

La relación obtenida se presenta en el gráfico siguiente:

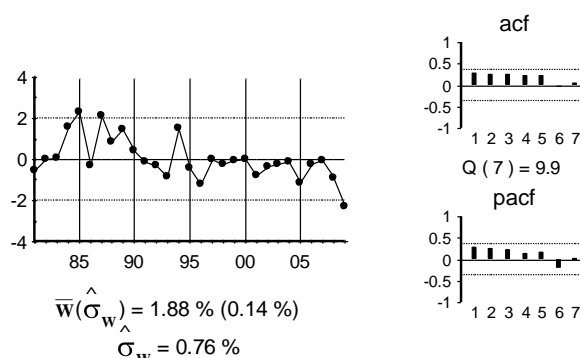


Gráfico 332: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

El método de Johansen lleva a la misma relación de cointegración que el método de Engle y Granger, tiene una interpretación económica clara, y por tanto, se concluye que dicha relación de cointegración existe.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen, ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm2_t$ y, por lo tanto:

$$ecm2_t = y_{et} - 0.54l_{et}$$

Relaciones de cointegración entre España y la CA

Se buscan relaciones de cointegración entre las variables de la CA y el resto de España. Así, en la ecuación siguiente se presenta la regresión de la producción de la Comunidad con el resto de España:

$$y_{ct} = 0.006 + \underset{(0.005)}{0.97} y_{et} + \hat{\varepsilon}_{yt}$$

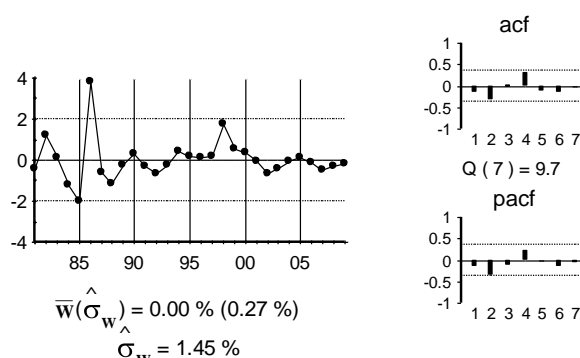
El estadístico de Engle y Granger, para determinar la existencia de dicha relación de cointegración, se presenta en la tabla siguiente.

Tabla 313: Método Engle y Granger- Conjunto - Producción

$\hat{\varepsilon}_{yt}$	p=0	p=1	p=2
ADF	-6.01	-5.53	-4.03

Philips y Oularis -3.36 (95%) y -3.96 (99%)

El gráfico de dichos residuos se presenta en el gráfico siguiente:

**Gráfico 333: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{yt}$**

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 314: Contraste de Johansen- Conjunto - Producción

Cointegración – variables incluidas y_{ct} y y_{et}				
H_0 : Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	30.75	0.000	28.86	0.000
como mucho 1	1.89	0.169	1.89	0.169
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{yt} = y_{ct} - 1.00 y_{et} \quad (0.14)$$

Dicha relación se presenta en el gráfico siguiente:

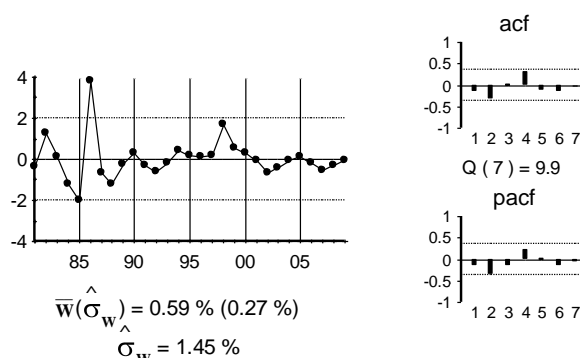


Gráfico 334: Gráfico de $\hat{\zeta}_{yt}$

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración entre y_{ct} y y_{et} obtenida con el método de Johansen, y no se incluye la encontrada entre ambos empleos. Dicha relación se denota por $ecm3_t$ y se tiene:

$$ecm3_t = y_{ct} - 1.00 y_{et}$$

También se encuentra una relación de cointegración entre l_{ct} y l_{et} , pero se comprueba que es una combinación lineal de las anteriores. Se buscan otras relaciones de cointegración, pero no se encuentra ninguna más.

IV.12.3. Modelo multivariante

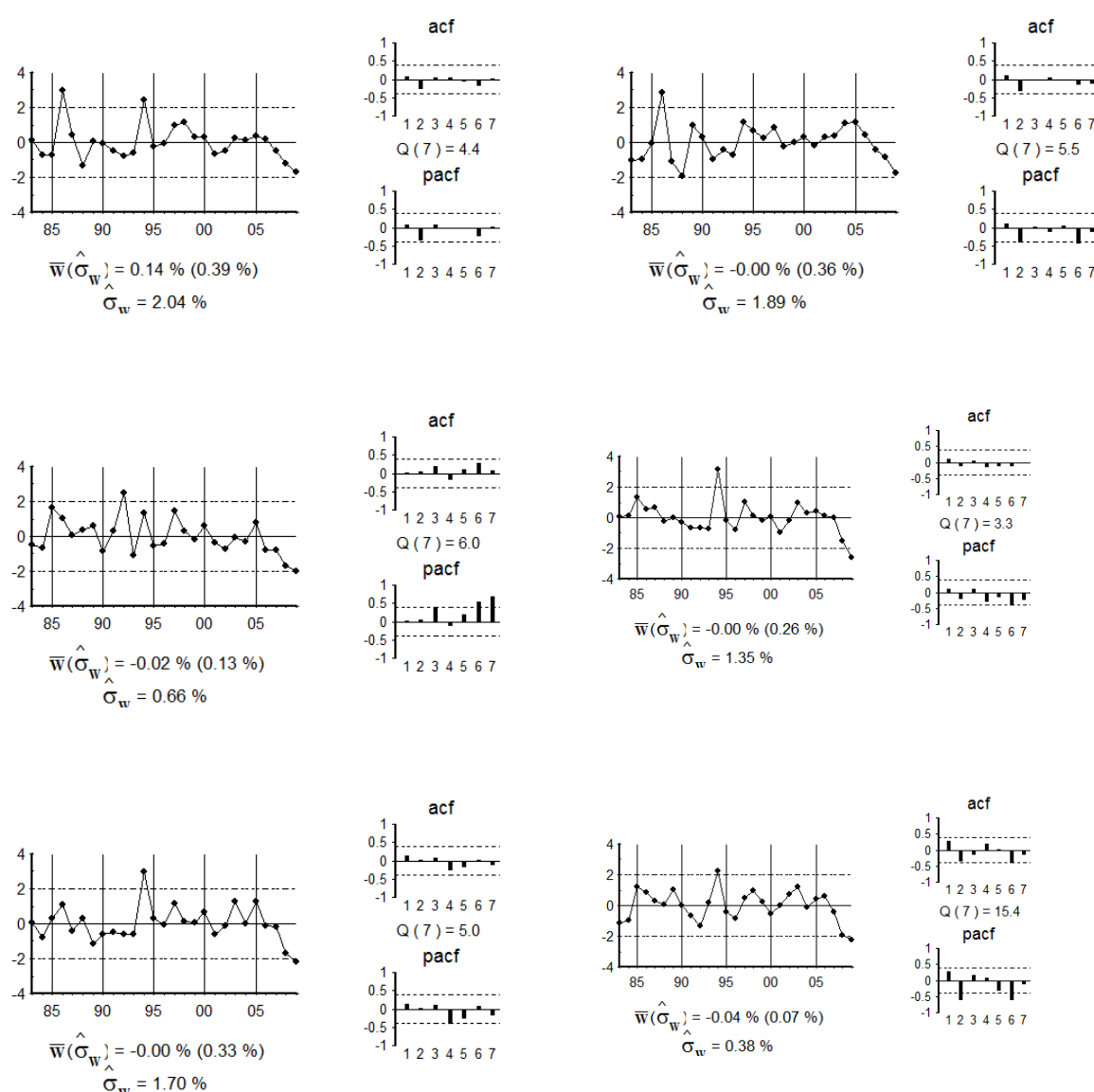
Con las tres relaciones de cointegración obtenidas por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados se presentan en la tabla siguiente:

Tabla 315: Resultados del modelo multivariante

	∇y_{ct}	∇l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0	-0.018 (0.008)	0	0	-0.012 (0.005)	0
$ecm1_{t-1}$	0	2.02 (0.22)	0	0.31 (0.13)	0	0.08 (0.04)
$ecm2_{t-1}$	0	0	0	0	0.70 (0.29)	0
$ecm3_{t-1}$	-1.60 (0.25)	-0.86 (0.21)	0	0.26 (0.12)	0	0

∇y_{ct-1}	0.75 (0.16)	0	0	0	0	0
∇l_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0	0	0	0	0	0.17 (0.04)
∇l_{et-1}	0	0	0	0	0.57 (0.11)	0
∇k_{et-1}	0	0	0.57 (0.22)	0	0	0.54 (0.11)

Los gráficos de los residuos y de la FCC se presentan a continuación.



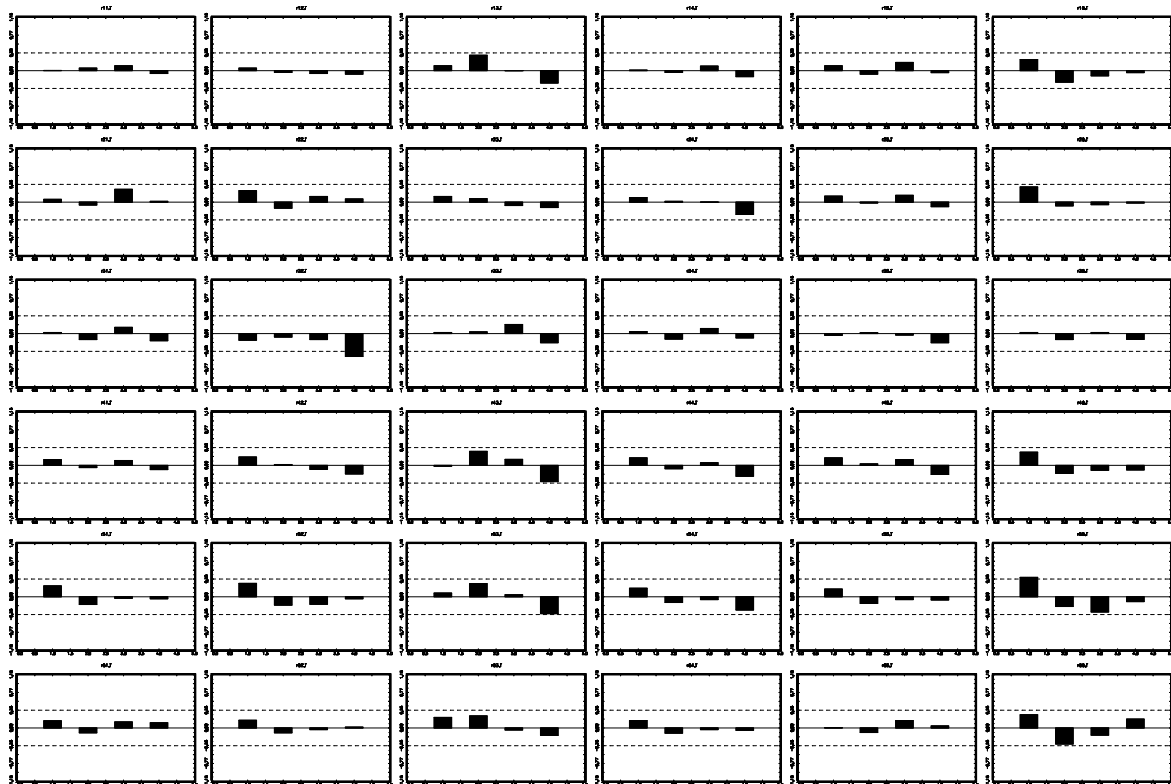


Gráfico 336: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la tabla siguiente.

Tabla 316: Correlaciones instantáneas

1.00	0.66	0.52	0.71	0.72	0.61
0.66	1.00	0.34	0.54	0.68	0.57
0.52	0.34	1.00	0.60	0.49	0.42
0.71	0.54	0.60	1.00	0.80	0.77
0.72	0.68	0.49	0.80	1.00	0.72
0.61	0.57	0.42	0.77	0.72	1.00

La tabla indica la existencia de correlaciones grandes entre los capitales y el resto de variables. Dichas correlaciones se modelizan según los supuestos del modelo teórico.

Con dichos supuestos se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 317: Matriz V

1.00	0.00	-0.88	0.00	0.00	-2.23
0.00	1.00	-0.30	0.00	0.00	-2.18
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	-0.68	1.00	0.00	-2.23
0.00	0.00	-0.62	0.00	1.00	-2.97
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la siguiente tabla.

Tabla 318: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	0.47	0.00	0.38	0.45	0.01
0.47	1.00	0.01	0.15	0.45	0.01
0.00	0.01	1.00	0.01	0.01	0.42
0.38	0.15	0.01	1.00	0.50	0.01
0.45	0.45	0.01	0.50	1.00	0.01
0.01	0.01	0.42	0.01	0.01	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 319: Resultados del modelo estructural

	∇y_{ct}	∇l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.01	-0.03	0	-0.005	-0.01	-0.002
$ecm1_{t-1}$	-0.19	1.84	0	0.12	-0.25	0.08
$ecm2_{t-1}$	0	0	0	0	0.70	0
$ecm3_{t-1}$	-1.60	-0.86	0	0.26	0	0
∇y_{ct-1}	0.75	0	0	0	0	0
∇l_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇y_{et-1}	-0.37	-0.36	0	-0.37	-0.50	0.17
∇l_{et-1}	0	0	0	0	0.57	0
∇k_{et-1}	-1.70	-1.34	0.57	-1.59	-1.95	0.54
∇k_{ct}	0.88	0.30	0	0.68	0.62	0
∇k_{et}	2.23	2.18	0	2.23	2.97	0

IV.12.4. Función de respuesta al impulso

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de Madrid

En la tabla 320 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de Madrid. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 320: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.879	0.303	1.000	0.682	0.621	0.000
1	1.219	1.517	1.000	0.942	1.217	0.171
2	1.030	1.780	1.097	1.089	1.755	0.326
3	0.984	1.610	1.185	1.041	2.160	0.426
4	1.040	1.565	1.242	1.012	2.304	0.467
5	1.037	1.618	1.265	1.031	2.225	0.487
6	1.025	1.615	1.277	1.033	2.061	0.502
7	1.028	1.604	1.285	1.028	1.911	0.509
8	1.030	1.607	1.289	1.029	1.823	0.512
20	1.029	1.608	1.293	1.029	1.899	0.516

Como se observa en la tabla 320, así como en el gráfico 337, un aumento permanente del stock de capital de Madrid produce un aumento a largo plazo de la producción, el empleo y el stock de capital de Madrid del 1.03%, 1.61% y 1.29%, respectivamente.

De forma instantánea, la producción aumenta un 0.88%. En el primer periodo el aumento se sitúa en el 1.22%, momento a partir del cual desciende de forma progresiva hasta alcanzar su valor de largo plazo. Debido a que en el segundo periodo se produce ya el 100% de la respuesta, se concluye que la producción responde de forma rápida ante un shock en el stock de capital.

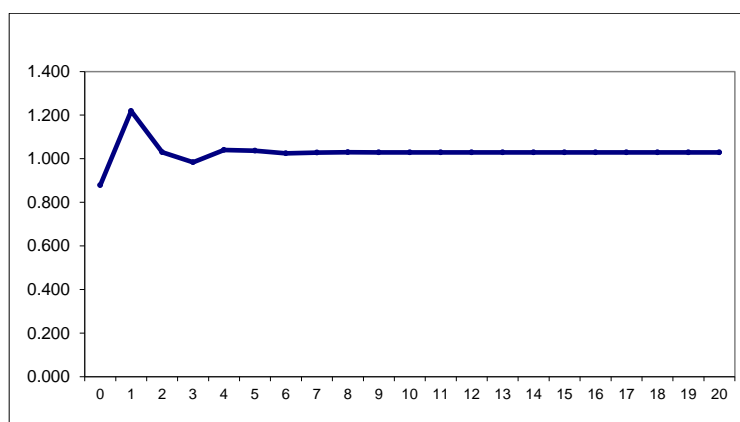


Gráfico 337: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}

Un aumento permanente del 1% en el stock de capital de Madrid produce un aumento a largo plazo del empleo de Madrid del 1.61% (véase tabla 320 y gráfico 338). De forma instantánea el empleo aumenta un 0.30%. En el primer periodo después del shock, el aumento del empleo se sitúa en un 1.5% y, tras un ligero crecimiento, vuelve a su valor de largo plazo. La reacción del empleo es tan rápida como la de la producción, ya que al cabo de dos años ya se ha producido prácticamente el 100% de la respuesta.

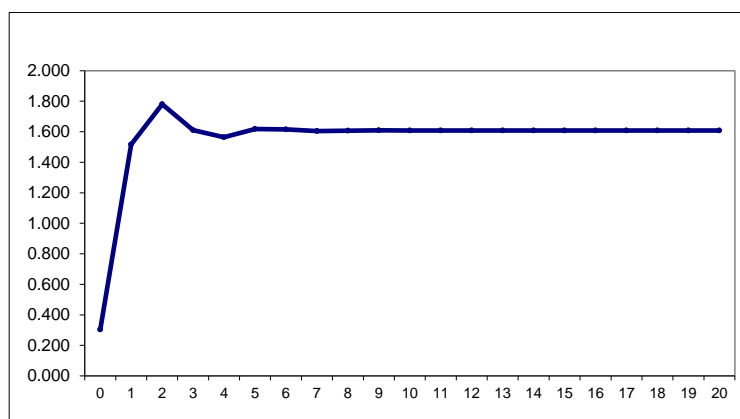


Gráfico 338: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

El nivel del stock de capital no permanece constante (un 1% sobre el stock de capital inicial) sino que, a largo plazo, se sitúa 1.29 puntos porcentuales sobre el stock inicial, ya que existen relaciones de retroalimentación entre dicho stock y el resto de variables. Estas relaciones hacen que los aumentos de capital lleven a aumentos futuros de producción y empleo, y éstos, a su vez, a aumentos futuros del stock de capital.

En cuanto a los efectos del capital de Madrid sobre el resto de España (véase la tabla 320 y el gráfico 339), un aumento permanente del stock de capital de Madrid produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 1.03%. De forma instantánea la producción aumenta un 0.68%, para crecer de forma progresiva hasta el segundo periodo. Es importante destacar que la respuesta de la producción de Madrid es similar a la respuesta de la producción del resto de España.

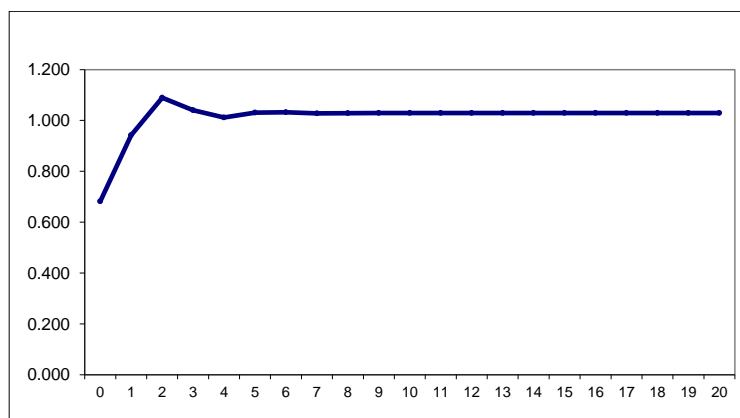


Gráfico 339: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{ct}

Por último, un aumento del stock de capital de Madrid genera un incremento en el empleo del resto de España del 1.90% (tabla 320 y gráfico 340). La respuesta es rápida ya que, tras un efecto instantáneo del 0.62%, en el primer periodo el aumento del empleo del resto de España se sitúa en el 1.22%, y en el segundo periodo en el 1.75%, un 90% de la respuesta.

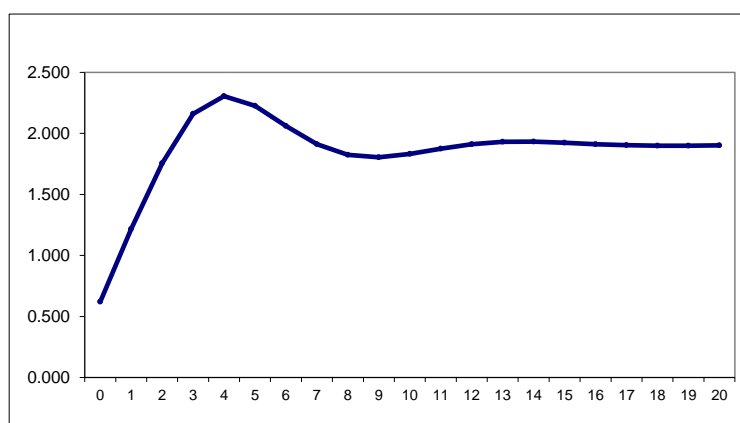


Gráfico 340: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{ct}

Debido a que las respuestas de todas estas variables están “contaminadas” por la retroalimentación del stock de capital de Madrid, resulta conveniente calcular el concepto estándar de elasticidad, esto es, lo que porcentualmente aumenta una variable (al cabo de un periodo determinado) al aumentar el stock de capital de Madrid un 1% (durante dicho periodo). Las elasticidades, a distintos periodos, de la producción en Madrid, el empleo en Madrid, la producción en el resto de España, el empleo en el resto de España y el stock de capital en el resto de España se presentan en la tabla 321.

Tabla 321: Elasticidades Respecto a K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.879	0.303	0.682	0.621	0.000
1	1.219	1.517	0.942	1.217	0.171
2	0.939	1.623	0.993	1.599	0.298
3	0.830	1.358	0.878	1.822	0.359
4	0.838	1.260	0.815	1.856	0.376
5	0.819	1.279	0.815	1.759	0.385
6	0.803	1.265	0.809	1.614	0.393
7	0.800	1.248	0.800	1.488	0.396
8	0.799	1.247	0.798	1.414	0.397
20	0.796	1.243	0.796	1.468	0.399

La tabla indica que la elasticidad instantánea de la producción de Madrid es 0.88%, elasticidad que aumenta en el periodo siguiente hasta el 1.22%. A largo plazo, dicha elasticidad se sitúa en el 0.80%. Por otro lado, la elasticidad instantánea del empleo de Madrid es 0.30%, al cabo de dos periodos alcanza su máximo de 1.62%, y a largo plazo se sitúa en 1.24%.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, la elasticidad de la producción del resto de España es igual a la de la producción de Madrid: 0.68% la instantánea y 0.80% la de largo plazo. Por último, la elasticidad del empleo del resto de España es superior a la del empleo de Madrid: 0.62% (frente a 0.88%) la instantánea y 1.47% (frente a 1.24%) la de largo plazo.

Finalmente, existe cierta complementariedad entre los capitales de Madrid y del resto de España. La elasticidad del stock de capital del resto de España sobre el stock de capital de Madrid es positiva, 0.40%. Los aumentos del stock de capital de Madrid llevan a aumentos futuros en el stock de capital de otras regiones.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 322 se presentan las respuestas de la producción de Madrid (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Madrid (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de Madrid.

Tabla 322: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	312.280	2.263	1000	1107.449	25.313	0.000
1	433.218	11.326	1000	1529.583	49.576	881.930
2	333.637	12.119	1000	1612.952	65.174	1537.226
3	294.913	10.144	1000	1425.806	74.259	1854.779
4	297.631	9.409	1000	1323.219	75.619	1942.175
5	291.142	9.552	1000	1323.352	71.659	1990.003
6	285.198	9.446	1000	1313.491	65.771	2029.653
7	284.398	9.320	1000	1299.224	60.615	2045.890
8	283.988	9.311	1000	1296.017	57.627	2052.413
20	282.730	9.283	1000	1292.311	59.917	2062.936

Como se constata en la tabla 322, un aumento de 1000 millones en el stock de capital de Madrid genera un incremento a largo plazo de la producción de Madrid de algo menos de 283 millones de euros. De forma instantánea, la inversión del stock de capital genera un aumento de algo más de 312 millones de euros, y en el siguiente periodo alcanza su valor máximo, con un incremento de en torno a 433 millones. A partir de ese momento, se reduce de forma progresiva hasta su valor de largo plazo.

Además del efecto sobre la producción, la inversión en stock de capital tiene efectos sobre el empleo. De forma instantánea se crean 2263 empleos y 9283 empleos a largo plazo algo en Madrid, con una inversión de 1000 millones de euros. La respuesta del empleo es similar, ya que la creación de empleo se va reduciendo de forma progresiva hasta su valor de largo plazo.

Si bien los efectos sobre la Comunidad son importantes, aún lo son más sobre el resto de España. Así, una inversión de 1000 millones en el capital de Madrid aumenta a largo plazo la producción del resto de España en, aproximadamente, 1300 millones de euros. Por otro lado, dicha inversión genera un incremento instantáneo del empleo del resto de España de 25313 empleos, llegando a los 59917 empleos en el largo plazo.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 323 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 323: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	2.231	2.179	0.000	2.231	2.974	1.000
1	3.893	3.867	0.568	2.486	5.107	1.979
2	2.885	5.522	1.124	3.283	6.135	2.665
3	2.769	4.553	1.514	2.982	6.702	3.112
4	3.022	4.443	1.768	2.882	6.582	3.290
5	2.988	4.683	1.869	2.973	6.047	3.384
6	2.939	4.651	1.922	2.974	5.538	3.449
7	2.958	4.604	1.959	2.953	5.236	3.481
8	2.965	4.623	1.977	2.958	5.151	3.495
20	2.959	4.624	1.996	2.960	5.477	3.515

Como se aprecia en la tabla 323, así como en el gráfico 341, un aumento permanente del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo de la producción de Madrid del 2.96%. De forma instantánea, la producción se incrementa un 2.23% y, tras un repunte en el primer periodo, el aumento se sitúa en su valor de largo plazo.

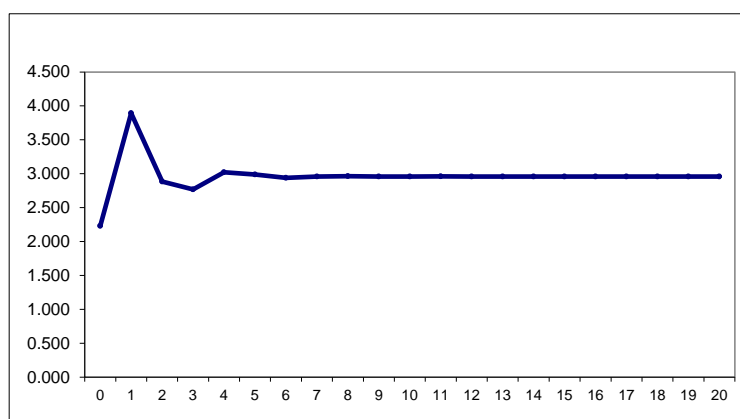


Gráfico 341: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

Como se observa en la tabla 323, así como en el gráfico 342, un incremento permanente del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo del empleo de Madrid del 4.62%. De nuevo, la reacción del empleo es similar a la de la producción, ya que, después del aumento instantáneo del 2.34%, y tras una sobre-reacción en el primer periodo, la respuesta del empleo se estabiliza en su valor de largo plazo.

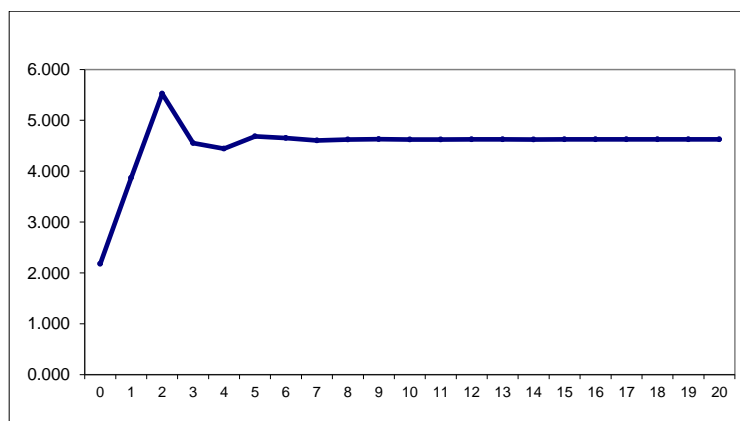


Gráfico 342: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Los aumentos del stock de capital del resto de España tienen efectos positivos sobre el nivel del stock de capital de Madrid. Si bien se supone la ausencia de efectos instantáneos por motivos técnicos (de identificación econométrica), los efectos a largo plazo son significativos, de 2 puntos porcentuales, por lo que ambos capitales son complementarios.

En cuanto a los efectos en el resto de España, un aumento del stock de capital del resto de España provoca un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 2.96% (tabla 323 y gráfico 343), efecto que, prácticamente, se genera en tan solo dos periodos.

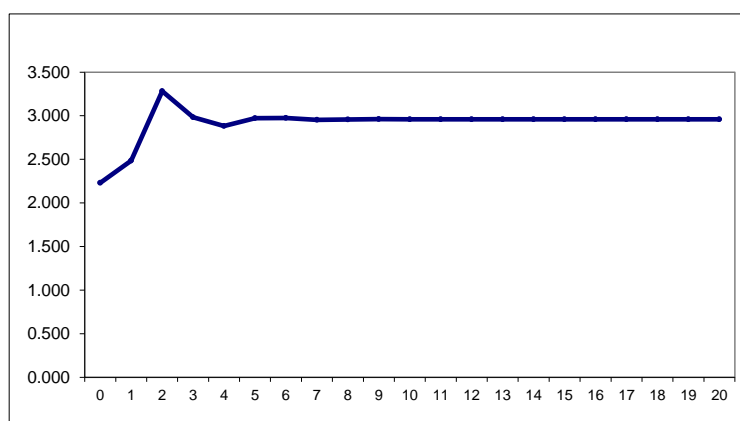


Gráfico 343: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también produce aumentos a largo plazo del empleo del resto de España (tabla 323 y gráfico 344). En concreto, el aumento del empleo a largo plazo se sitúa en el 5.48%, respuesta que de nuevo es similar a la respuesta del PIB.

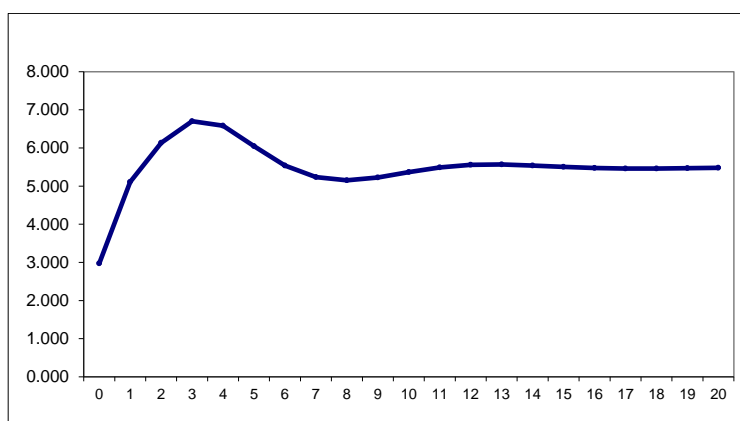


Gráfico 344: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Como en el caso del shock en el stock de capital de Madrid, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel que alcanza el stock de capital del resto de España, a largo plazo, es de un 3.5%, muy superior al 1%. Por este motivo, se calculan en la tabla 324, al igual que se hiciera en la sección anterior, las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España.

Tabla 324: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	2.231	2.179	0.000	2.231	2.974
1	1.967	1.954	0.287	1.256	2.581
2	1.083	2.072	0.422	1.232	2.302
3	0.890	1.463	0.486	0.958	2.153
4	0.918	1.350	0.537	0.876	2.000
5	0.883	1.384	0.552	0.878	1.787
6	0.852	1.349	0.557	0.862	1.606
7	0.850	1.323	0.563	0.848	1.504
8	0.848	1.323	0.566	0.846	1.474
20	0.842	1.316	0.568	0.842	1.558

La tabla 324 indica que la elasticidad instantánea de la producción de Madrid es 2.23%, elasticidad que va decreciendo de forma progresiva hasta el 0.84% de largo plazo. El comportamiento de la elasticidad del empleo de Madrid es similar, ya que de forma instantánea se sitúa en el 2.18%, y decrece de forma progresiva hasta situarse en el 1.32% en el largo plazo.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, la elasticidad de la producción del resto de España es similar a la observada para la producción de Madrid: 2.23% de forma instantánea y 0.84% en el largo plazo. En cuanto a la elasticidad del empleo del resto de España, es también superior a la del empleo de Madrid, ya que la elasticidad instantánea se sitúa en el 2.98% (frente al 2.23%) y en el largo plazo en el 1.56% (frente al 0.84%).

Existe una complementariedad entre los capitales de Madrid y del resto de España, ya que la elasticidad a largo plazo del capital de Madrid es de un 0.57%.

Como en el caso del shock en el stock de capital de Madrid, en la tabla 325 se presentan las respuestas de la producción de Madrid (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Madrid (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 325: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	153.437	3.150	0.000	701.334	23.459	1000
1	135.300	2.825	55.557	394.906	20.354	1000
2	74.472	2.995	81.643	387.263	18.159	1000
3	61.188	2.114	94.133	301.190	16.982	1000
4	63.166	1.952	103.993	275.395	15.777	1000
5	60.722	2.000	106.894	276.173	14.092	1000
6	58.604	1.949	107.879	271.073	12.664	1000
7	58.456	1.912	108.940	266.730	11.864	1000
8	58.339	1.912	109.485	266.052	11.623	1000
20	57.915	1.902	109.942	264.720	12.290	1000

Como se aprecia en la tabla 325, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España genera un incremento a largo plazo de la producción de Madrid de algo menos de 58 millones de euros. De forma instantánea, esta inversión genera un aumento de algo más de 153 millones de euros, a partir del cual, se produce una caída de la producción hasta su valor de largo plazo. La respuesta del empleo es cualitativamente similar, ya que de forma instantánea genera 3.150 empleos y decrece de forma progresiva hasta el aumento de largo plazo de 1902 empleos.

En el resto de España también aumenta la producción y el empleo. En concreto, un aumento instantáneo de la producción de 700 millones y de 265 millones en el largo plazo. En cuanto al empleo, la inversión anterior genera algo más de 23400 empleos de forma instantánea y de 12200 empleos en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: Madrid vs resto de España

El gráfico 345 muestra la evolución de la productividad del trabajo de Madrid y del resto de España durante el periodo muestral. Como puede apreciarse en el gráfico, ambas productividades aumentan de forma significativa hasta mediados de los años 90, momento a partir del cual prácticamente se estabilizan.

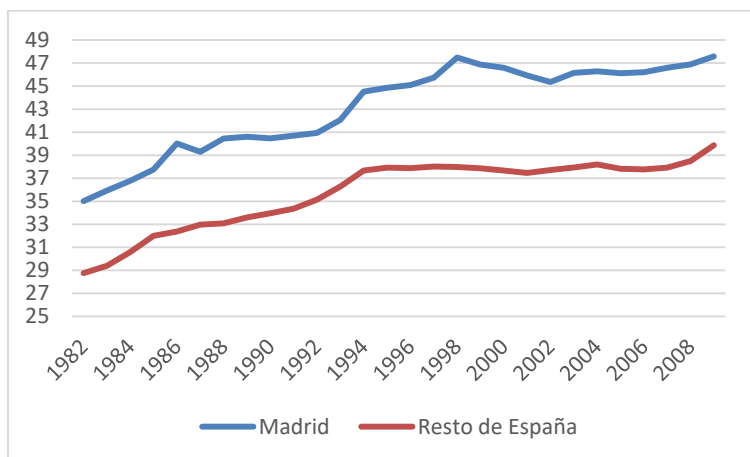


Gráfico 345: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 346 se representa la denominada productividad relativa. En todos los periodos la productividad relativa es superior a la unidad, lo que indica que la productividad del trabajo en Madrid es mayor que la del resto de España. En 1993 presenta un mínimo de 1.16, punto de máxima proximidad entre las dos productividades. A partir de esa fecha, crece hasta alcanzar un máximo de 1.25 en 1999, momento en el que se estabiliza en torno a 1.20.

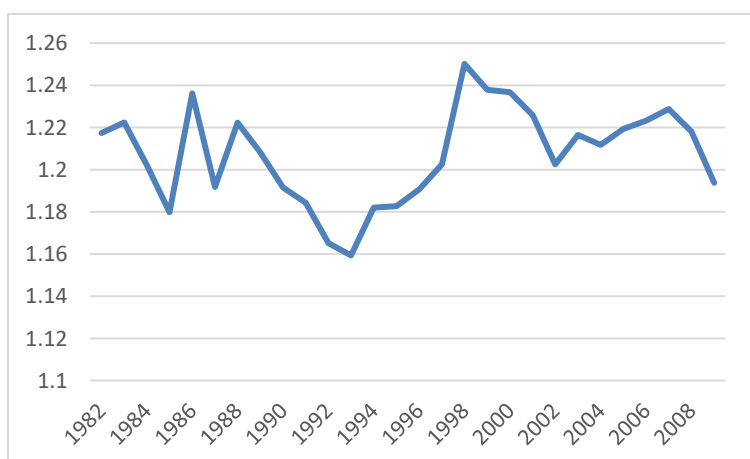


Gráfico 346: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 326 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de Madrid sobre la productividad de Madrid, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 326: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	1.442	1.037	1.390
1	0.882	0.876	1.007
2	0.739	0.767	0.964
3	0.776	0.665	1.166
4	0.813	0.635	1.280
5	0.798	0.658	1.213
6	0.796	0.692	1.150
7	0.801	0.724	1.107
8	0.801	0.745	1.075
20	0.800	0.727	1.100

Como se aprecia en la tabla 326, un aumento del stock de capital de Madrid mejora la productividad de Madrid de forma instantánea, pero la empeora a partir del primer periodo. De la misma forma, el stock de capital mejora la productividad del resto de España en el primer periodo, y la empeora en todos los periodos restantes. Debido a que la pérdida de productividad de Madrid es menor que la pérdida experimentada por la productividad del trabajo en el resto de España, el efecto sobre la productividad relativa es positivo, indicando que el shock en el stock de capital de Madrid distancia la productividad del trabajo en Madrid de la del resto de España.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 327 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de Madrid, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 327: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	1.016	0.813	1.250
1	1.004	0.630	1.594
2	0.678	0.676	1.003
3	0.767	0.621	1.236
4	0.816	0.625	1.305
5	0.790	0.674	1.172
6	0.789	0.715	1.103
7	0.796	0.738	1.079
8	0.796	0.746	1.066
20	0.795	0.720	1.105

La tabla 327 indica que un aumento del stock de capital del resto de España mejora también la productividad de Madrid de forma instantánea, pero la empeora a partir del segundo periodo. Además, el stock de capital empeora, todavía más, la productividad del resto de España en todos los periodos. De nuevo, la pérdida de productividad de Madrid es menor que la del resto de España y por tanto, el efecto del capital del resto de España sobre la productividad relativa es positivo.

IV.12.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock en el capital de Madrid y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 328: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		K_{ct}		Y_{et}		L_{et}		K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	-0.67	1.68	-1.20	1.21	0.73	1.20	0.27	1.12	-0.64	1.42	0.00	0.00
1	0.17	1.73	0.23	2.30	0.73	1.20	0.06	1.21	0.05	2.15	-0.03	0.14
2	-0.24	1.23	0.32	2.06	0.74	1.23	0.20	1.23	0.18	2.41	-0.03	0.21
3	0.20	1.35	0.18	1.94	0.73	1.27	0.15	1.14	0.30	2.39	-0.05	0.29
4	0.06	1.24	0.32	1.89	0.74	1.30	0.17	1.20	0.33	2.26	-0.06	0.32
5	0.18	1.18	0.24	1.85	0.73	1.30	0.17	1.17	0.32	2.20	-0.08	0.33
6	0.17	1.18	0.27	1.83	0.73	1.32	0.17	1.17	0.32	2.15	-0.09	0.35
7	0.17	1.15	0.26	1.83	0.73	1.32	0.17	1.17	0.32	2.15	-0.11	0.36
8	0.17	1.18	0.27	1.82	0.73	1.32	0.17	1.17	0.32	2.15	-0.11	0.38
20	0.17	1.17	0.26	1.82	0.71	1.35	0.17	1.17	0.32	2.17	-0.15	0.39

Tabla 329: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

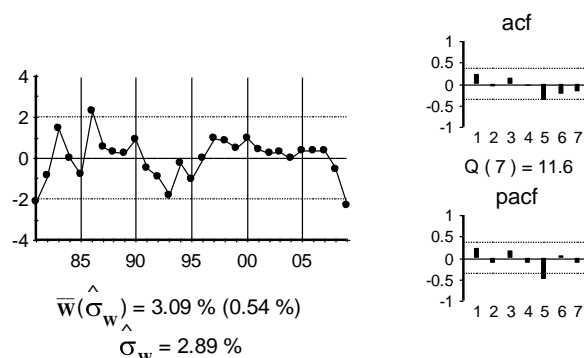
	Y_{ct}		L_{ct}		K_{ct}		Y_{et}		L_{et}		K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.97	4.79	-0.08	3.44	0.00	0.00	0.67	3.54	1.38	4.82	0.64	1.33
1	0.64	4.59	1.56	7.21	-0.03	0.87	0.92	3.82	1.69	7.38	1.03	2.54
2	0.87	3.74	1.28	6.00	-0.05	1.62	0.82	3.92	1.69	7.92	1.23	3.49
3	0.82	4.00	1.36	6.00	-0.08	2.10	0.87	3.69	1.59	7.87	1.28	4.21
4	0.85	3.79	1.31	5.97	-0.10	2.41	0.85	3.82	1.56	7.21	1.28	4.79
5	0.85	3.85	1.31	5.82	-0.10	2.77	0.85	3.74	1.56	7.03	1.28	5.38
6	0.85	3.74	1.31	5.95	-0.13	3.13	0.85	3.77	1.56	6.97	1.28	5.79
7	0.85	3.79	1.31	5.85	-0.13	3.28	0.85	3.77	1.56	6.95	1.28	6.10
8	0.85	3.77	1.31	5.90	-0.13	3.38	0.85	3.77	1.56	6.95	1.28	6.36
20	0.85	3.77	1.31	5.87	-0.13	4.36	0.85	3.77	1.56	6.97	1.28	8.18

IV.13. Comunidad de Murcia

IV.13.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \ln Y_{ct}$

Gráfico 347: Gráfico de y_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico:

$$y_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF sin retardos, ya que la serie original es un paseo aleatorio sin constante.

Tabla 330: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor p-ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
0	-3.83	0.00	-3.69	-2.97	-2.62
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

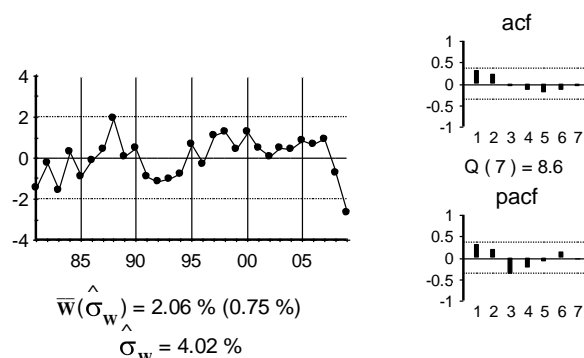


Gráfico 348: Gráfico de l_{ct}

El modelo univariante observado de la serie temporal es:

$$(1 - 0.565 B)l_{ct} = \hat{a}_t \quad (0.172)$$

Y los residuos de dicha estimación:

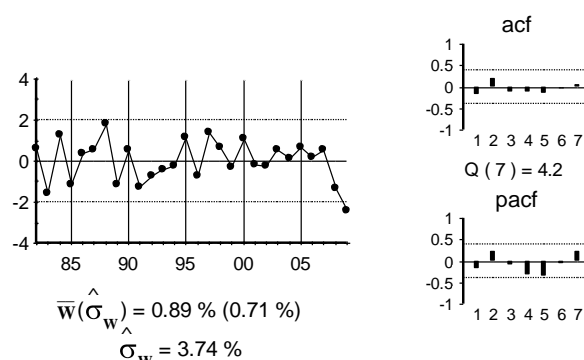


Gráfico 349: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 331: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-1.71	0.41	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Aunque la tabla anterior no rechaza la existencia de raíz unitaria para la serie $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$, concluimos que la misma es estacionaria. En primer lugar, el valor del ADF con $p=0$ es -2.97 (significativo al 5%) y; en segundo lugar, partimos del supuesto, *a priori*, de que la producción y el empleo de una misma CA tienen el mismo orden de integración, ya que, de no ser así, las respuestas de una variable ante movimientos en la otra no resultarían creíbles.

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \text{Ln} K_{ct}$

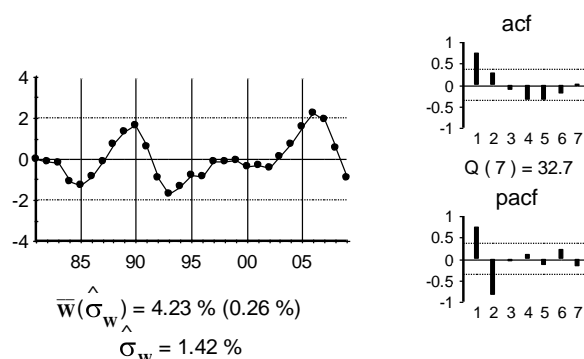


Gráfico 350: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \text{Ln} K_{ct}$

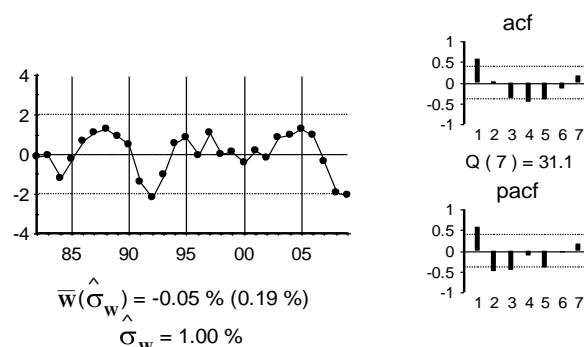


Gráfico 351: Gráfico de ∇k_{ct}

El modelo univariante que se observa en la serie del stock de capital de la CA es:

$$(1 - 0.903B + 0.519B^2) \nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

(0.185) (0.202)

Y los residuos de dicha estimación:

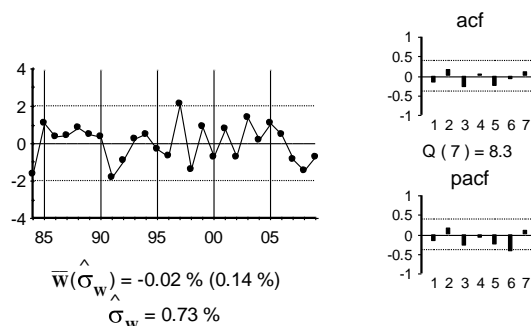


Gráfico 352: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 2.

Tabla 332: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-3.22	0.03	-3.74	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

El contraste ADF indica que la serie $k_{ct} = \nabla \text{Ln} K_{ct}$ es estacionaria, sin embargo, el comportamiento deambulatorio de la misma, y no encontrar un parámetro MA estadísticamente significativo y cercano a la unidad en $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \text{Ln} K_{ct}$, indica que la serie no está sobrediferenciada y, por lo tanto, concluimos que $\text{Ln} K_{ct} \sim I(2)$.

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \text{Ln} Y_{et}$

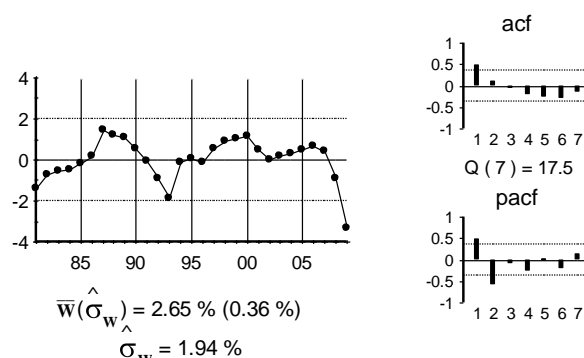


Gráfico 353: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \text{Ln} Y_{et}$

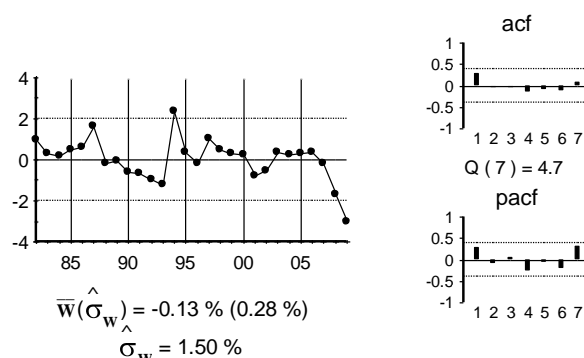


Gráfico 354: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.42 B) \nabla y_{et} = \hat{a}_t$$

(0.22)

Y los residuos de dicha estimación:

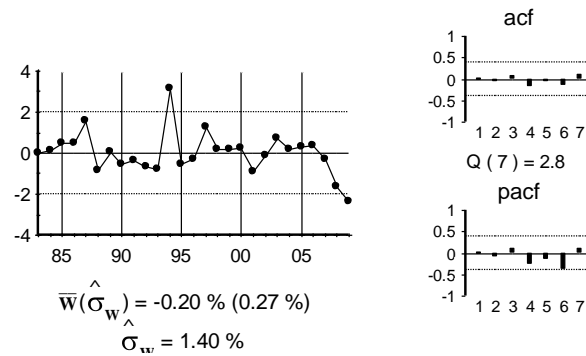


Gráfico 355: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, ya que la serie tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 333: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.82	0.36	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

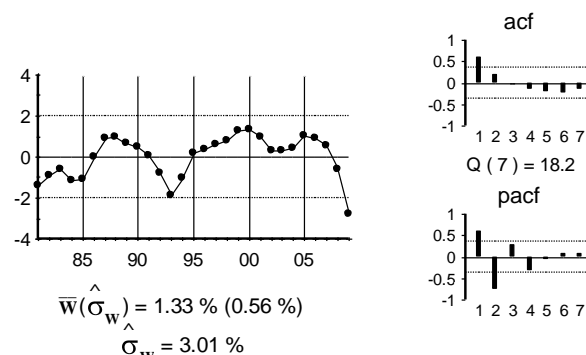


Gráfico 356: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \ln L_{et}$

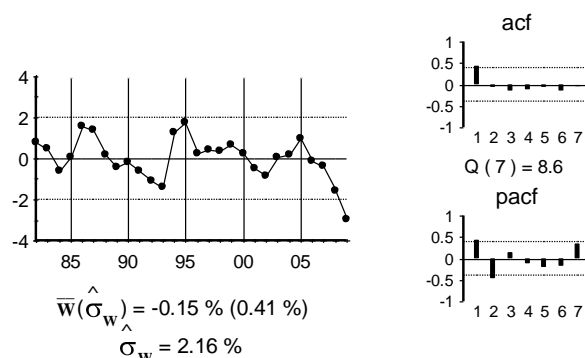


Gráfico 357: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - \underset{(0.21)}{0.80}B + \underset{(0.23)}{0.49}B^2)\nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

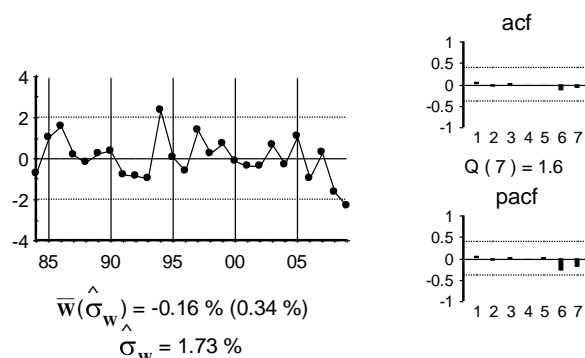


Gráfico 358: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 2.

Tabla 334: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.48	0.13	-3.72	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

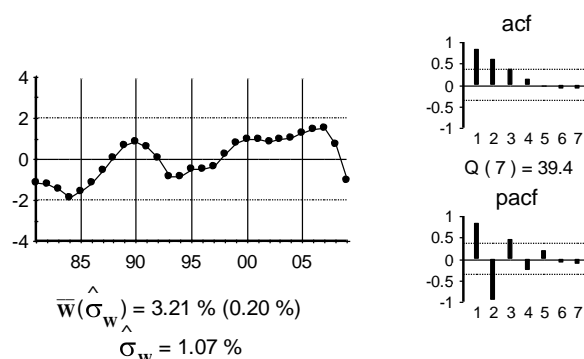


Gráfico 359: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \ln K_{et}$

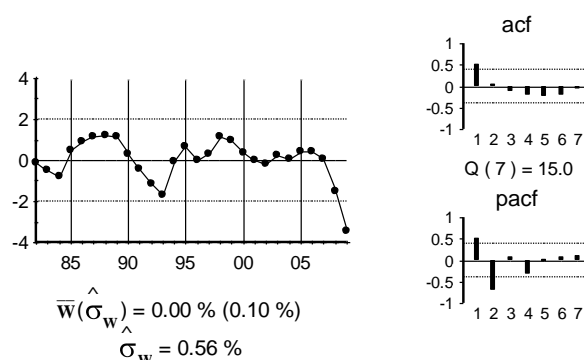


Gráfico 360: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 1.25B + 0.70B^2) \nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

(0.21) (0.23)

Y los residuos de dicha estimación:

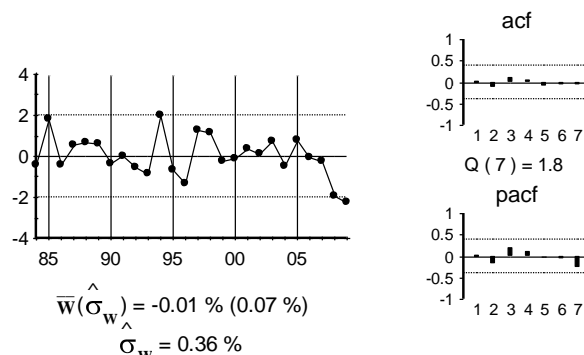


Gráfico 361: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 2.

Tabla 335: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.61	0.10	-3.72	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.13.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 336: Método de Engle y Granger – CA

	p=0	p=1	p=2
Y_{ct}	-2.95	-3.75	-1.84
L_{ct}	-2.57	-2.92	-1.20
k_{ct}	-1.81	-3.39	-2.97

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

El método de Engle y Granger indica que no existen relaciones de cointegración entre Y_{ct} y el resto de variables, pero sí entre L_{ct} y el resto, y entre K_{ct} y el resto. No obstante, el gráfico de los residuos indica que no son estacionarios y por lo tanto no se consideran relaciones de cointegración.

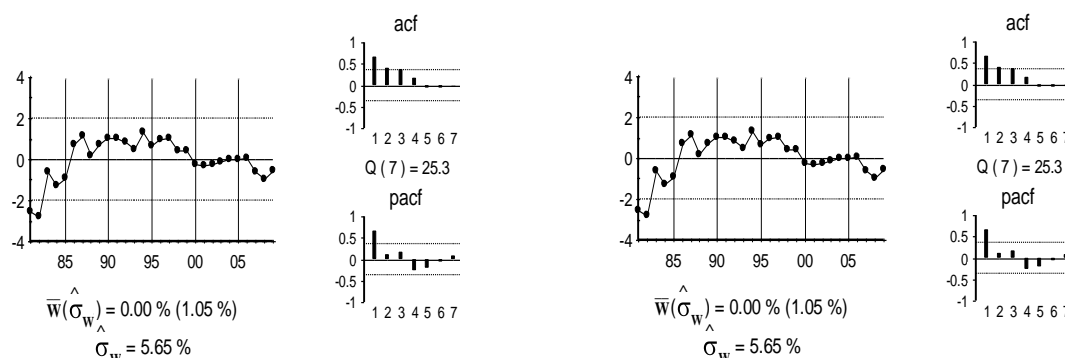


Gráfico 362: Gráficos de ε_{lt} y ε_{kt}

El contraste de Johansen, cuyos resultados se presentan a continuación, llega a la misma conclusión y, por lo tanto, se concluye que no hay relaciones de cointegración entre las variables de la Comunidad.

Tabla 337: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas Y_{ct} , L_{ct} y k_{ct}				
H ₀ :Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna	18.22	0.56	11.55	0.59
como mucho 1	6.67	0.62	5.70	0.65
como mucho 2	0.97	0.32	0.97	0.32
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinado que no existen relaciones de cointegración en las variables de la CA, se buscan posibles relaciones de cointegración entre las variables del resto de España.

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto. La tabla indica que hay dos relaciones de cointegración, una entre y_{et} y el resto de variables, y otra entre l_{et} y el resto de variables.

Tabla 338: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-4.15	-3.83	-2.63
l_{et}	-4.04	-3.94	-2.68
k_{et}	-2.55	-2.72	-2.18

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

La siguiente tabla muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto, excluyéndolas una a una. Los resultados de dicha tabla indican que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{et} no debe estar.

Tabla 339: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.70	-1.09	-1.04
k_{et}	-2.70	-1.99	-1.11
k_{et}^*	-3.35	-2.43	-1.62

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{et} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 340: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-0.78	-2.07	-0.92
k_{et}	-2.76	-2.26	-1.39

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

La tabla anterior indica que la variable y_{et} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{et} no debe estar.

Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.020 + 0.532l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.001) (0.049)

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

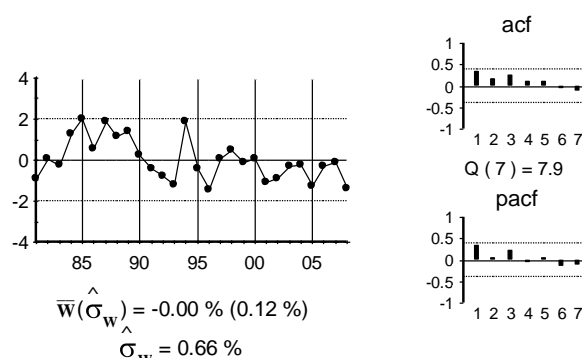


Gráfico 363: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste.

Tabla 341: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et}, l_{et} y k_{et}				
H_0 : Nº de relaciones	Estadístico	Traza (p-valor)	Estadístico	Max. Auto (p-valor)
	Traza		Max Autovalor	
Ninguna*	19.27	0.01	17.03	0.02
como mucho 1	2.25	0.13	2.25	0.13
Contraste sin constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Los resultados de dicho contraste indican la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la siguiente ecuación:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - \underset{(0.054)}{0.547} l_{et}$$

Esta relación se presenta en el gráfico siguiente:

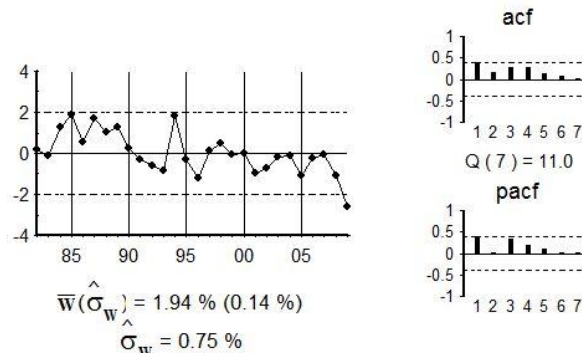


Gráfico 364: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

El método de Johansen lleva a la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger, tiene una interpretación económica clara, y por lo tanto, se concluye que dicha relación de cointegración existe.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y queda:

$$ecm1_t = y_{et} - \underset{(0.054)}{0.547} l_{et}$$

IV.13.3. Modelo multivariante

Con la relación de cointegración obtenida por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 342: Resultados del modelo multivariante

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0	0	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	$\underset{(0.056)}{-0.114}$	0	0
y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	$\underset{(0.138)}{0.612}$	$\underset{(0.138)}{0.396}$	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	$\underset{(0.708)}{1.398}$	$\underset{(0.137)}{0.655}$	0	0	0

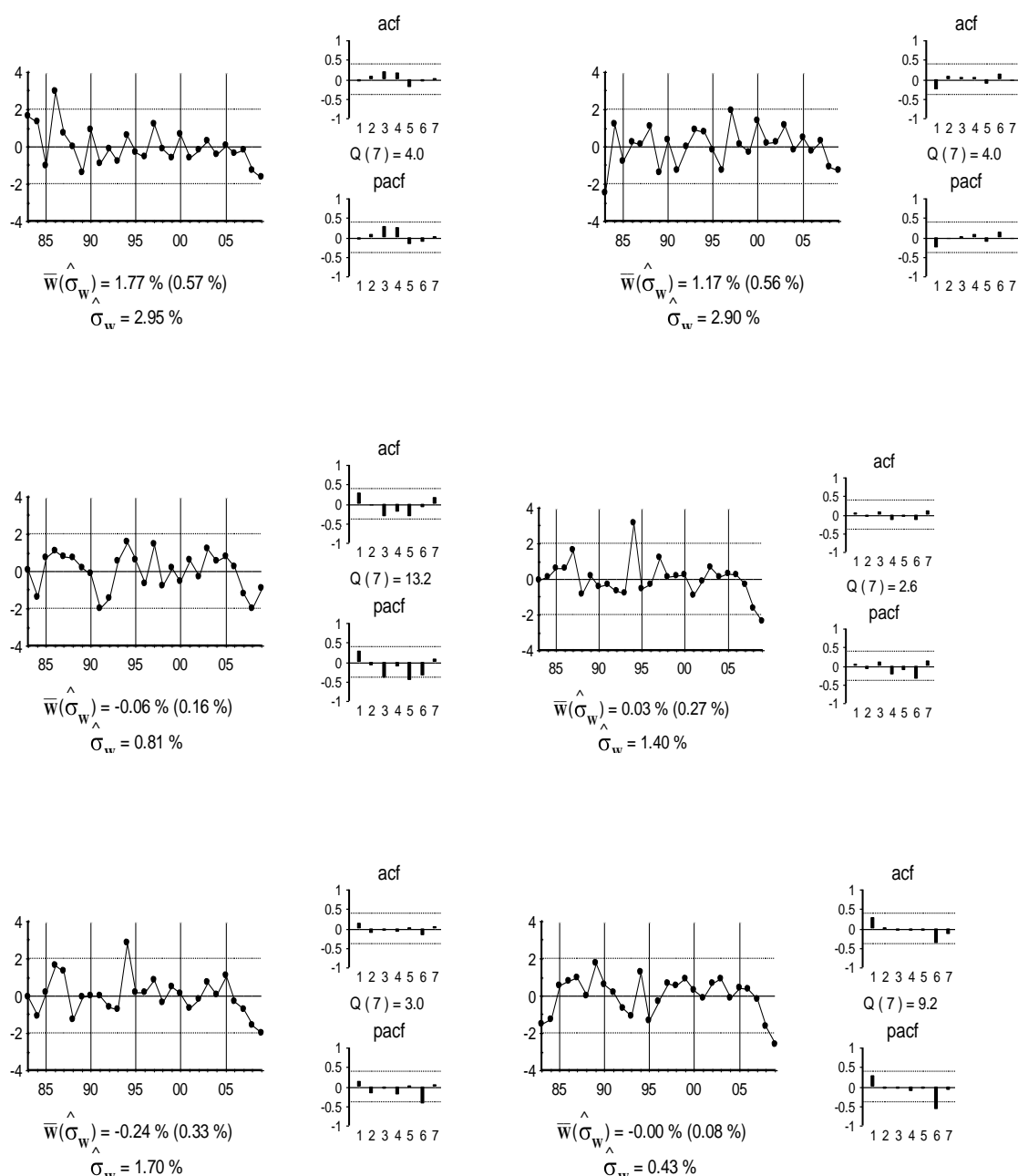


Gráfico 365: Gráfico de los residuos

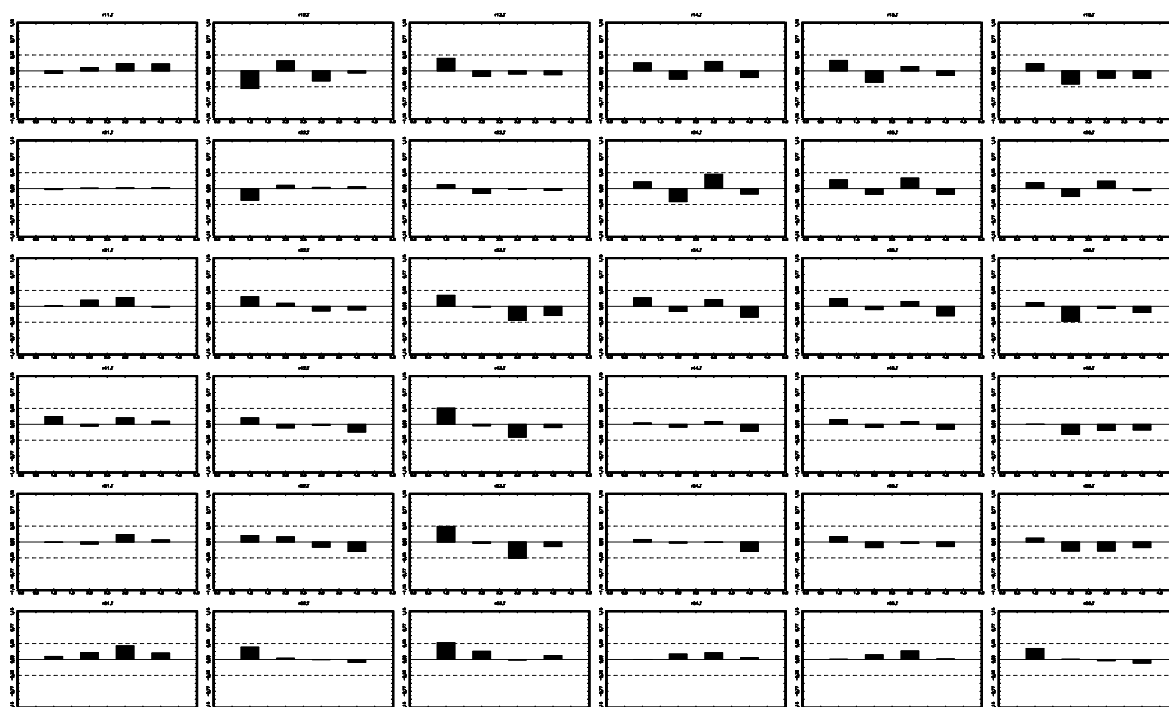


Gráfico 366: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la tabla siguiente.

Tabla 343: Correlaciones instantáneas

1.00	0.47	0.27	0.59	0.44	0.52
0.47	1.00	0.34	0.49	0.44	0.51
0.27	0.34	1.00	0.39	0.34	0.42
0.59	0.49	0.39	1.00	0.89	0.72
0.44	0.44	0.34	0.89	1.00	0.69
0.52	0.51	0.42	0.72	0.69	1.00

A la vista de los resultados, solamente son significativas las correlaciones del stock de capital del resto de España sobre la producción y el empleo del resto de España. Dichas correlaciones se modelizan según los supuestos del modelo teórico.

Con dichos supuestos se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 344: Matriz V

1.00	0.00	-1.05	0.00	0.00	0.00
0.00	1.00	-1.20	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	-2.30
0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	-2.70
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 345: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	0.30	0.05	0.40	0.38	0.07
0.30	1.00	0.03	0.08	-0.12	0.15
0.05	0.03	1.00	0.34	0.42	0.48
0.40	0.08	0.34	1.00	0.79	-0.01
0.38	-0.12	0.42	0.79	1.00	-0.01
0.07	0.15	0.48	-0.01	-0.01	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 346: Resultados del modelo estructural

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0	0	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	0	-0.114	0
y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	0.612	0.396	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	-0.687	0.614	0.655	0	0	0
∇y_{et-1}	0	1.117	0	-0.203	0.288	0.290
∇l_{et-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct}	1.049	1.198	0	0	0	0
∇k_{et}	0	0	0	2.302	2.698	0

IV.13.4. Función de respuesta al impulso

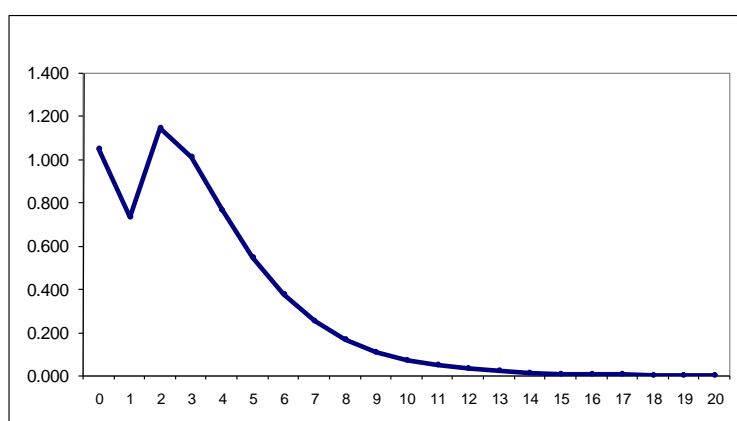
Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de Murcia

En la tabla 347 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de Murcia. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 347: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	1.049	1.198	1.000	0.000	0.000	0.000
1	0.733	1.872	1.655	0.000	0.000	0.000
2	1.146	1.657	2.084	0.000	0.000	0.000
3	1.014	1.256	2.365	0.000	0.000	0.000
4	0.769	0.890	2.549	0.000	0.000	0.000
5	0.545	0.610	2.670	0.000	0.000	0.000
6	0.373	0.410	2.749	0.000	0.000	0.000
7	0.251	0.273	2.800	0.000	0.000	0.000
8	0.167	0.180	2.834	0.000	0.000	0.000
20	0.002	0.002	2.898	0.000	0.000	0.000

Como se observa en la tabla 347, así como en los gráficos 367 y 368, un aumento permanente unitario del stock de capital de Murcia tiene efectos a corto, pero no a largo plazo, sobre la producción y el empleo de Murcia. De forma instantánea, la producción aumenta un 1.05% y se mantiene prácticamente en esos valores hasta el tercer periodo, momento a partir del cual dicha respuesta empieza a decrecer hasta agotarse en el decimoquinto periodo.

**Gráfico 367: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}**

En lo que respecta al empleo, éste aumenta de forma instantánea un 0.50%. En el primer periodo después del shock, el aumento del empleo se sitúa en un 1.20% y, tras aumentar hasta el 1.87% en el periodo siguiente, decrece de forma progresiva hasta el decimoquinto periodo, momento en el que se anula la respuesta.

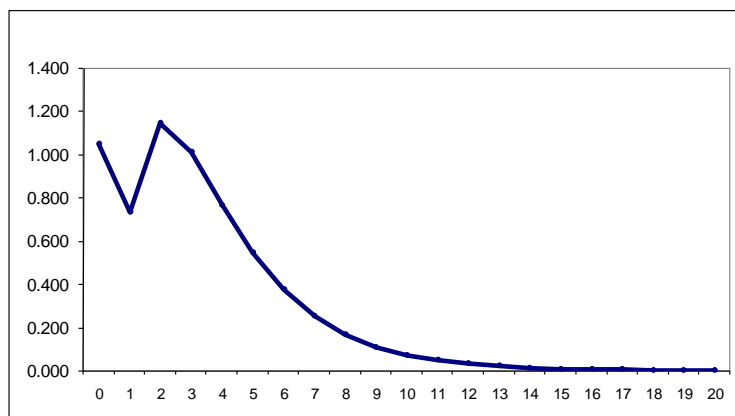


Gráfico 368: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

En cuanto a los efectos del capital de Murcia sobre el resto de España (tabla 347), un aumento permanente del stock de capital de Murcia no produce ningún aumento, ni a corto ni a largo plazo, sobre la producción o el empleo del resto de España.

El nivel del stock de capital no permanece constante (un 1% sobre el stock de capital inicial) sino que, a largo plazo, se sitúa un 2.90% sobre el stock inicial. Esto es debido a las relaciones de retroalimentación que se detectan entre dicho stock y el resto de variables, y que hacen que los aumentos de capital lleven a aumentos futuros de producción y empleo, y éstos, a su vez, a aumentos futuros de capital.

Dado que las respuestas de todas estas variables están “contaminadas” por la retroalimentación del stock de capital de Murcia, resulta conveniente calcular el concepto estándar de elasticidad, esto es, lo que porcentualmente aumenta una variable (al cabo de un periodo determinado) al aumentar el stock de capital de Murcia un 1% (durante dicho periodo). Las elasticidades, a distintos periodos, de la producción en Murcia, el empleo en Murcia, la producción en el resto de España, el empleo en el resto de España y el stock de capital en el resto de España, se presentan en la tabla 348.

Tabla 348: Elasticidades respecto a K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	1.049	1.198	0.000	0.000	0.000
1	0.443	1.131	0.000	0.000	0.000
2	0.550	0.795	0.000	0.000	0.000
3	0.429	0.531	0.000	0.000	0.000
4	0.302	0.349	0.000	0.000	0.000
5	0.204	0.228	0.000	0.000	0.000
6	0.136	0.149	0.000	0.000	0.000
7	0.090	0.097	0.000	0.000	0.000
8	0.059	0.064	0.000	0.000	0.000
20	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000

Se constata que la elasticidad instantánea de la producción de Murcia es de 1.05%, elasticidad que disminuye de forma progresiva hasta su valor de largo plazo, 0%. Por otro lado, la elasticidad instantánea del empleo de Murcia es 1.19%. Al igual que la elasticidad de la producción, la elasticidad del empleo decrece de forma progresiva hasta hacerse cero en el largo plazo. Finalmente, las elasticidades de la producción y el empleo del resto de España son del 0% tanto a corto como a largo plazo.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 349 se presentan las respuestas de la producción de Murcia (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Murcia (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de Murcia.

Tabla 349: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	306.043	10.239	1000	0	0	0
1	129.148	9.673	1000	0	0	0
2	160.345	6.799	1000	0	0	0
3	125.057	4.541	1000	0	0	0
4	87.942	2.986	1000	0	0	0
5	59.517	1.953	1000	0	0	0
6	39.601	1.276	1000	0	0	0
7	26.135	0.833	1000	0	0	0
8	17.178	0.544	1000	0	0	0
20	0.107	0.003	1000	0	0	0

Como se aprecia en la tabla 349, un aumento de 1000 millones en el stock de capital de Murcia genera de forma instantánea un incremento en la producción de Murcia de algo más de 306 millones de euros y de 10239 empleos. A partir de ese momento, dichos aumentos se van reduciendo de forma progresiva hasta anularse de largo plazo.

Si bien los efectos sobre la Comunidad no son muy importantes, aún lo son menos sobre el resto de España, ya que la inversión en el capital de Murcia no genera en el resto de España ni un euro ni un empleo en ninguno de los periodos considerados.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 350 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 350: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	0.000	2.302	2.698	1.000
1	0.000	2.572	0.000	3.373	5.067	1.668
2	1.574	2.214	0.000	3.871	6.144	1.978
3	1.355	1.433	0.000	4.102	6.618	2.123
4	0.877	0.826	0.000	4.210	6.811	2.190
5	0.506	0.447	0.000	4.260	6.871	2.221
6	0.274	0.233	0.000	4.283	6.868	2.235
7	0.143	0.118	0.000	4.294	6.832	2.242
8	0.072	0.059	0.000	4.299	6.781	2.245
20	0.036	0.029	0.000	4.301	6.719	2.247

Como se aprecia en la tabla 350, así como los gráficos 369 y 370, un aumento permanente del stock de capital del resto de España no produce efectos permanentes en la producción y/o en el empleo de Murcia, los efectos sólo son significativos en el corto plazo. La producción no reacciona hasta el segundo periodo, con un incremento de un 1.57%, mientras que el empleo lo hace en el primer periodo con un aumento del 2.57%. Ambos efectos van disminuyendo de forma progresiva hasta el undécimo periodo, momento en el que se agotan ambas respuestas.

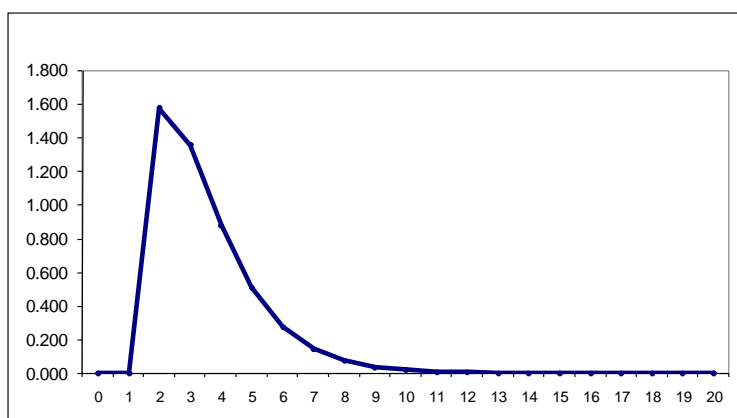


Gráfico 369: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

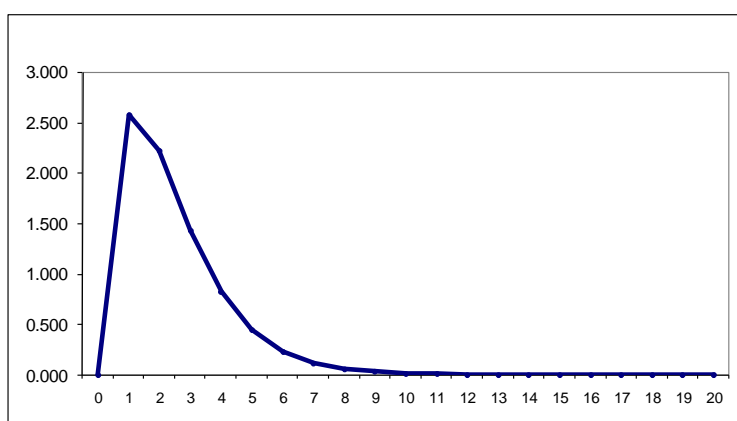


Gráfico 370: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}

Los incrementos del stock de capital del resto de España no tienen efectos, ni a corto ni a largo plazo, sobre el nivel del stock de capital de Murcia (tabla 350).

En cuanto a los efectos en el resto de España, un aumento del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 4.30% (tabla 350 y gráfico 371), efecto que, prácticamente, se genera en tan solo dos periodos.

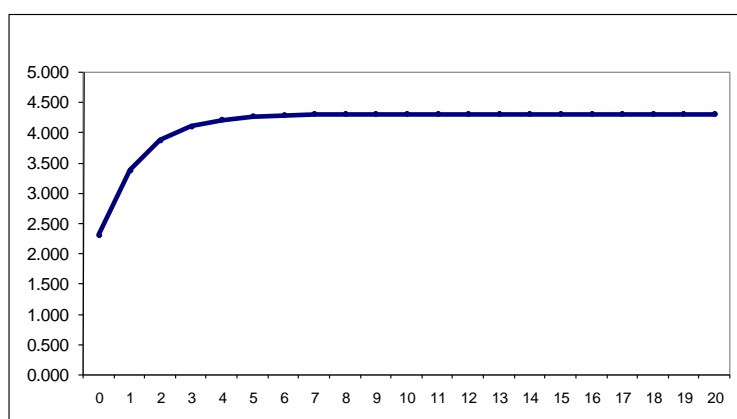


Gráfico 371: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también aumenta a largo plazo el empleo del resto de España (tabla 350 y gráfico 372). En concreto, el aumento del empleo a largo plazo se sitúa en el 6.72%, respuesta que de nuevo, es más lenta que la obtenida en la producción.

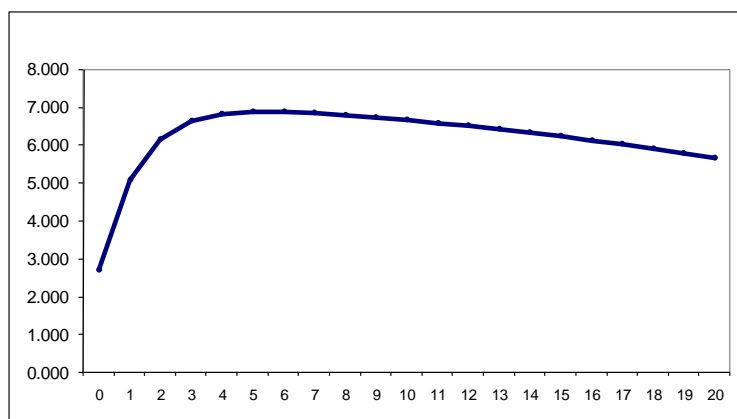


Gráfico 372: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Como en el caso del shock en el stock de capital de Murcia, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel, a largo plazo, que alcanza el stock de capital del resto de España es, a largo plazo, de un 2.25%, superior al 1%. Por este motivo se calculan, al igual que se hiciera en la sección anterior, las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España, las cuales se muestran en la tabla 351.

Tabla 351: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	0.000	0.000	0.000	2.302	2.698
1	0.000	1.542	0.000	2.023	3.038
2	0.796	1.119	0.000	1.957	3.106
3	0.638	0.675	0.000	1.933	3.118
4	0.400	0.377	0.000	1.923	3.111
5	0.228	0.201	0.000	1.918	3.094
6	0.122	0.104	0.000	1.916	3.072
7	0.064	0.053	0.000	1.915	3.047
8	0.032	0.026	0.000	1.915	3.020
20	0.016	0.013	0.000	1.915	2.990

La tabla 351 muestra que la tanto la elasticidad de la producción instantánea como la del primer periodo de Murcia es 0%. La elasticidad del segundo periodo es 0.80%, elasticidad que va decreciendo de forma progresiva hasta hacerse nula en el largo plazo. El comportamiento de la elasticidad del empleo de Murcia es similar, ya que de forma instantánea es 0%, pero en el primer periodo se sitúa en el 1.54%. A partir de ese momento, decrece de forma progresiva hasta hacerse cero en el largo plazo.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, las elasticidades de la producción y del empleo del resto de España son superiores a las observadas para Murcia. En el caso de la producción, 2.30% de forma instantánea y 1.91% en el largo plazo (frente al 0%), y en el del empleo, la elasticidad instantánea se sitúa en el 2.70% (frente al 1.54%) y en el largo plazo en el 2.99% (frente al 0%).

Como en el caso del shock en el stock de capital de Murcia, en la tabla 352 se presentan las respuestas de la producción de Murcia (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Murcia (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas, ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España).

Tabla 352: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	0.000	741.069	21.037	1000
1	0.000	0.379	0.000	651.006	23.693	1000
2	6.669	0.275	0.000	629.835	24.220	1000
3	5.351	0.166	0.000	622.100	24.316	1000
4	3.357	0.093	0.000	618.851	24.257	1000
5	1.908	0.049	0.000	617.407	24.127	1000
6	1.027	0.026	0.000	616.749	23.957	1000
7	0.533	0.013	0.000	616.446	23.763	1000
8	0.270	0.006	0.000	616.306	23.550	1000
20	0.000	0.000	0.000	616.184	19.571	1000

Como se constata en la tabla 352, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España genera un aumento en el segundo periodo de la producción de Murcia de algo menos de 7 millones de euros. A partir de ese momento, la cantidad de producción generada decrece hasta hacerse cero en el octavo periodo. La respuesta del empleo es cualitativamente similar, ya que en el primer periodo se crean 379 empleos, y posteriormente, el número de empleos generados decrece de forma progresiva hasta no crear ningún empleo en el largo plazo.

En el resto de España también aumenta la producción y el empleo. En concreto, un aumento instantáneo de la producción de en torno a 741 millones y de 616 millones en el largo plazo. En cuanto al empleo, la inversión anterior genera algo más de 21000 empleos de forma instantánea y de 19500 empleos en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: Murcia vs resto de España

En el gráfico 373 se presenta la evolución de la productividad del trabajo de Murcia y del resto de España durante el periodo muestral. Como puede apreciarse, la productividad de Murcia aumenta de forma significativa hasta mediados de los años 90, momento a partir del cual prácticamente se estabiliza hasta el año 2006, año en el que vuelve a presentar un nuevo aumento significativo. En lo que respecta a la evolución de la productividad del resto de España, ésta también aumenta de forma significativa hasta mediados de los años 90, permaneciendo más o menos estable desde ese momento.

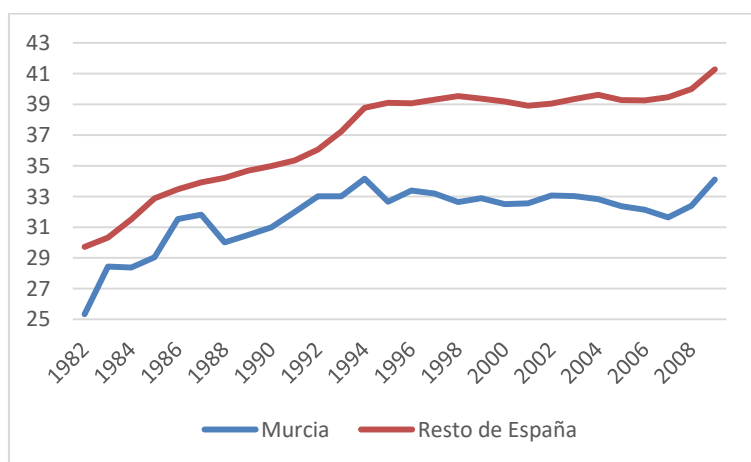


Gráfico 373: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 374 se muestra el ratio de ambas productividades, la denominada productividad relativa. Se observa que en todos los periodos el ratio es inferior a 1, por lo que la productividad del trabajo en Murcia es menor que la del resto de España en todo el periodo muestral. Además, dicho ratio presenta una tendencia decreciente, lo que indica que la productividad relativa de Murcia ha ido empeorando en todos los periodos.

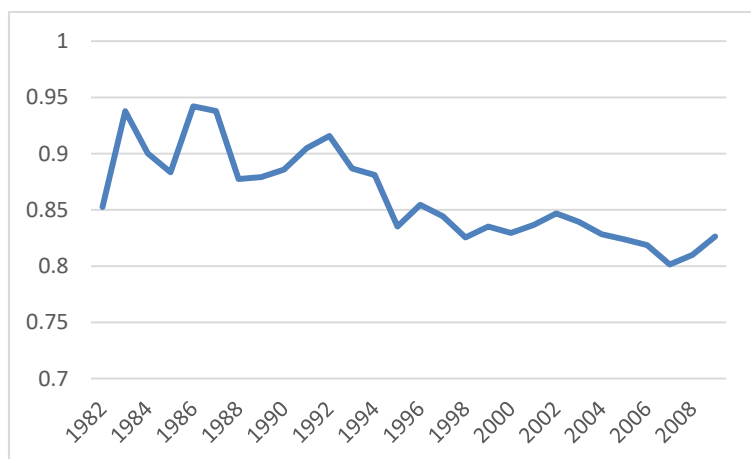


Gráfico 374: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 353 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de Murcia sobre la productividad de Murcia, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 353: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	0.933	1.000	0.933
1	0.677	1.000	0.677
2	0.863	1.000	0.863
3	0.933	1.000	0.933
4	0.965	1.000	0.965
5	0.980	1.000	0.980
6	0.988	1.000	0.988
7	0.993	1.000	0.993
8	0.996	1.000	0.996
20	1.000	1.000	1.000

Como se observa en la tabla 353, un aumento del stock de capital de Murcia empeora la productividad de dicha CA y además, no tiene efectos sobre la productividad del resto de CCAA en ningún periodo. Debido a la combinación de ambos resultados, el efecto del capital de Murcia sobre la productividad relativa es negativo y ,por lo tanto, incrementa la distancia entre las productividades de Murcia y del resto de España.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 354 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de Murcia, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 354: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	1.000	0.893	1.120
1	0.393	0.748	0.526
2	0.847	0.720	1.177
3	0.978	0.712	1.374
4	1.017	0.711	1.430
5	1.022	0.713	1.434
6	1.016	0.716	1.419
7	1.010	0.720	1.403
8	1.006	0.725	1.387
20	1.003	0.730	1.373

Como se aprecia en la tabla 354, un aumento del stock de capital del resto de España empeora la productividad de Murcia en el corto plazo, pero la mejora levemente a partir del cuarto periodo. Además, el stock de capital empeora la productividad del resto de España en todos los periodos. Debido a que a corto plazo la pérdida de productividad de Murcia es menor que la del resto de España, y que a largo plazo en Murcia aumenta la productividad, se concluye que el stock de capital del resto de España mejora la productividad relativa de Murcia y, por tanto, disminuye la distancia entre Murcia y el resto de España.

IV.13.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock en el capital de Murcia y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 355: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	-0.40	4.70	1.12	6.58	0.88	1.47	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1	1.37	9.35	-0.65	8.42	0.83	1.80	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.53	10.49	-1.51	8.84	0.88	1.99	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	0.33	11.23	-1.88	9.07	0.86	2.07	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	0.26	11.58	-1.88	9.16	0.86	2.12	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	0.26	11.77	-1.88	9.19	0.86	2.15	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	0.26	11.81	-1.88	9.19	0.86	2.16	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
7	0.26	11.81	-1.88	9.19	0.86	2.16	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8	0.26	11.81	-1.88	9.19	0.86	2.17	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20	0.26	11.81	-1.88	9.19	0.86	2.17	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabla 356: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.23	4.47	1.49	4.77	0.70	1.44
1	0.00	0.00	0.93	7.51	0.00	0.00	1.00	4.60	2.30	7.21	0.91	2.14
2	0.58	5.60	1.07	10.19	0.00	0.00	1.05	4.60	2.28	7.28	0.86	2.23
3	0.72	6.56	1.09	10.91	0.00	0.00	1.02	4.58	2.30	7.28	0.88	2.23
4	0.72	7.28	1.12	11.07	0.00	0.00	1.02	4.56	2.30	7.26	0.88	2.21
5	0.70	7.72	1.14	11.28	0.00	0.00	1.02	4.53	2.30	7.26	0.88	2.21
6	0.70	7.67	1.19	11.26	0.00	0.00	1.02	4.51	2.30	7.26	0.88	2.21
7	0.67	7.56	1.19	11.23	0.00	0.00	1.02	4.49	2.30	7.26	0.88	2.21
8	0.67	7.47	1.21	11.21	0.00	0.00	1.02	4.47	2.30	7.26	0.88	2.21
20	0.60	7.37	1.23	11.07	0.00	0.00	1.05	4.30	2.30	7.23	0.88	2.19

IV.14. Comunidad Foral de Navarra

IV.14.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \ln Y_{ct}$

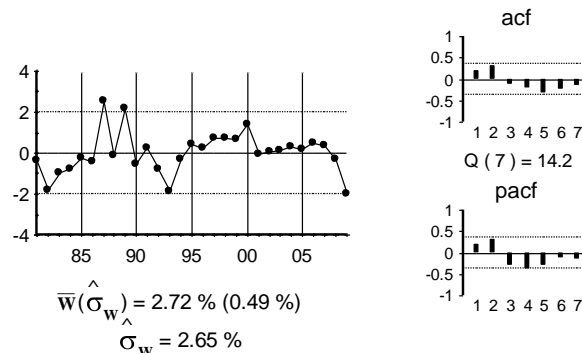


Gráfico 375: Gráfico de y_{ct}

La serie es un paseo aleatorio sin constante, por lo que:

$$y_{ct} = \hat{a}_t$$

A continuación se presenta el contraste ADF sin retardos, ya que la serie original es un paseo aleatorio.

Tabla 357: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
0	-3.82	0.01	-3.69	-2.97	-2.62
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

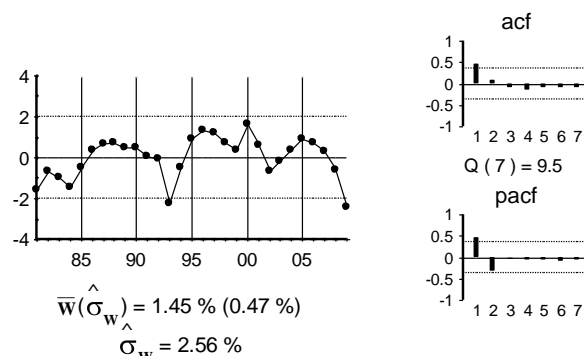


Gráfico 376: Gráfico de l_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.71B)l_{ct} = \hat{a}_t$$

(0.14)

Y los residuos de dicha estimación:

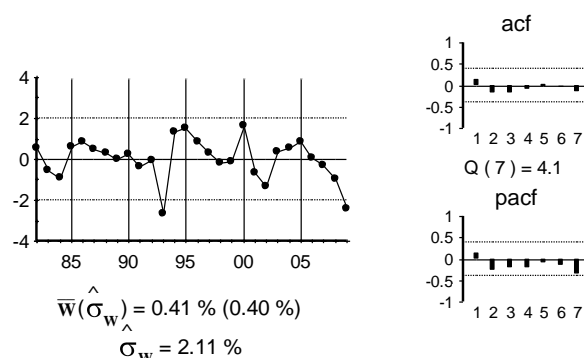


Gráfico 377: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 358: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.58	0.11	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Aunque el test ADF indica que esta serie es estacionaria al 89% de confianza y no a los niveles de confianza habituales, se decide considerarla estacionaria, ya que la producción y el empleo deben tener el mismo orden de integración, y la producción es claramente $I(1)$ mientras que el empleo puede ser $I(1)$ ó $I(2)$.

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$

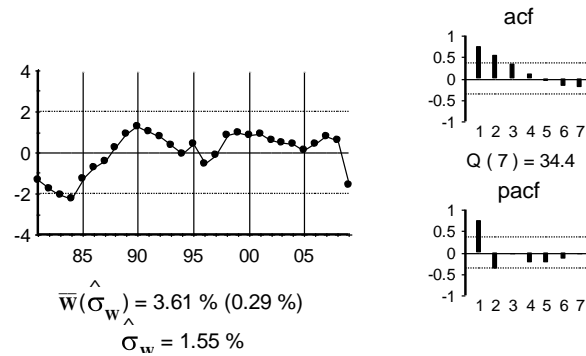


Gráfico 378: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$

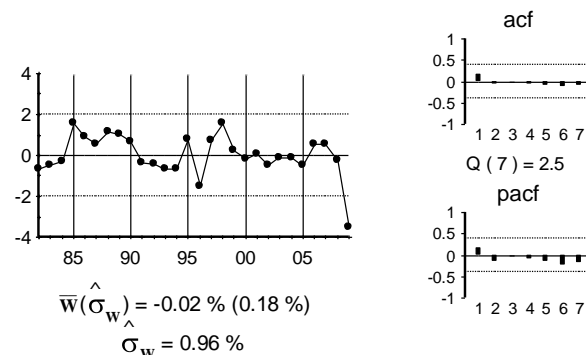


Gráfico 379: Gráfico de k_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 359: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.12	0.24	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \ln Y_{et}$

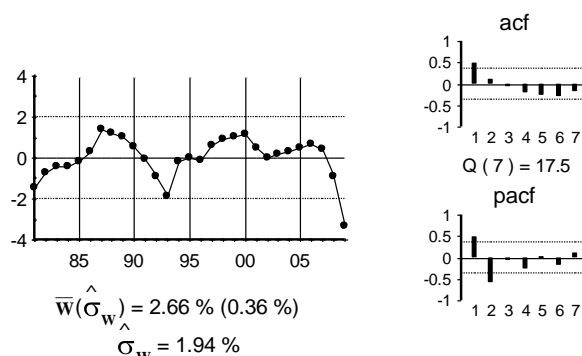


Gráfico 380: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \ln Y_{et}$

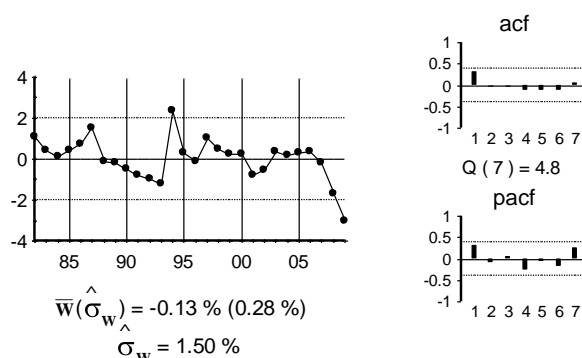


Gráfico 381: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.44 B) \nabla y_{et} = \hat{a}_t$$

(0.22)

Y los residuos de dicha estimación:

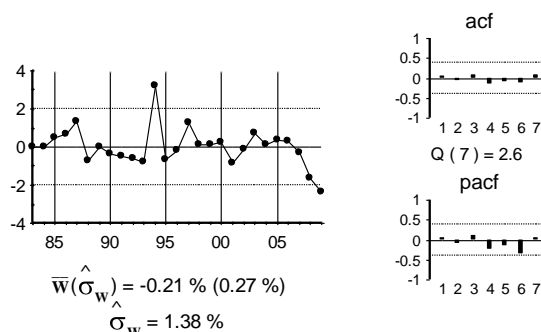


Gráfico 382: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 360: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.75	0.39	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

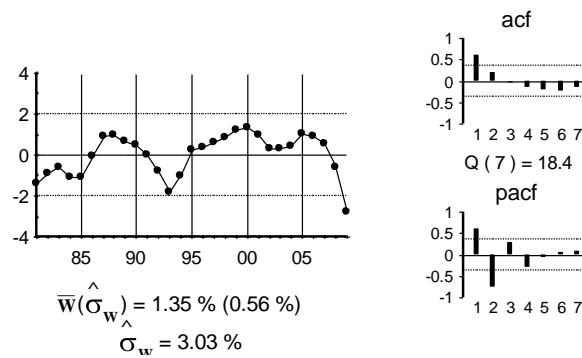


Gráfico 383: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \ln L_{et}$

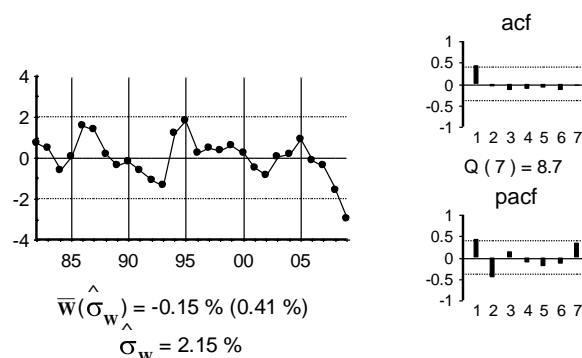


Gráfico 384: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.64B) \nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

(0.20)

Y los residuos de dicha estimación:

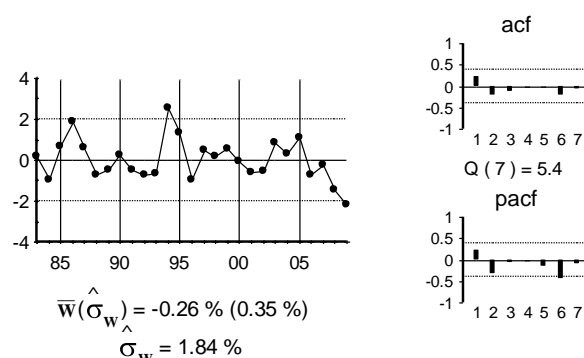


Gráfico 385: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 361: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.66	0.44	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

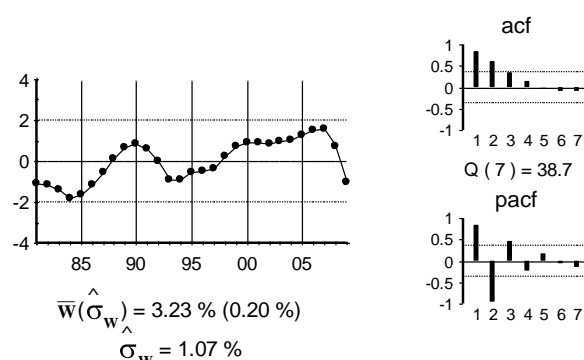


Gráfico 386: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \ln K_{et}$

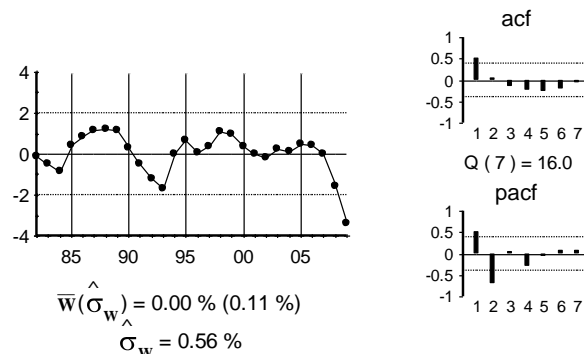


Gráfico 387: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 1.26B + 0.72B^2)\nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

(0.20) (0.22)

Y los residuos de dicha estimación en el gráfico siguiente:

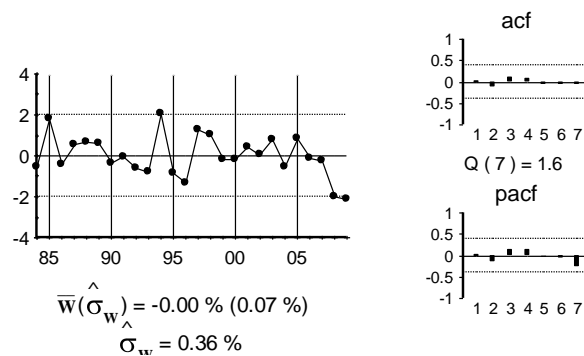


Gráfico 388: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 2.

Tabla 362: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.62	0.10	-3.72	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.14.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 363: Método de Engle y Granger - CA

	p=0	p=1	p=2
Y_{ct}	-2.23	-2.55	-2.85
L_{ct}	-2.28	-2.58	-2.86
k_{ct}	-1.16	-1.51	-1.58

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

A la vista de los resultados de la tabla, podemos concluir que no hay relaciones de cointegración entre las variables de la Comunidad, lo que se confirma con el contraste de Johansen, cuyos resultados se presentan en la siguiente tabla.

Tabla 364: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas Y_{ct}, L_{ct} y k_{ct}				
H₀:Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna	22.07	0.29	12.60	0.49
como mucho 1	9.47	0.32	9.44	0.25
como mucho 2	0.03	0.87	0.03	0.87
Contraste con constante y tendencia en la relación de cointegración y VEC (1). Datos utilizados: 1983-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinado que no existen relaciones de cointegración entre las variables de la CA, se buscan posibles relaciones de cointegración entre las variables del resto de España.

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto. La tabla muestra dos relaciones de cointegración, una entre y_{et} y el resto de variables, y otra entre l_{et} y el resto de variables.

Tabla 365: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-4.05	-3.58	-2.48
l_{et}	-3.93	-3.65	-2.55
k_{et}	-2.57	-2.63	-2.17

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto, excluyéndolas una a una. Los resultados de la tabla indican que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{et} no.

Tabla 366: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.67	-1.03	-0.94
k_{et}	-2.58	-1.83	-1.05
k_{et}^*	-3.24	-2.29	-1.52

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

La siguiente tabla muestra el test ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{et} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 367: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-2.62	-2.11	-1.38
k_{et}	-0.70	-1.93	-0.92

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

La tabla anterior indica que la variable y_{et} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{et} no debe estar.

Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.020 + 0.53l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.001) (0.05)

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

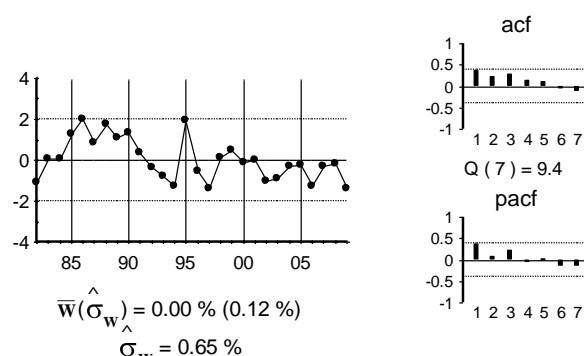


Gráfico 389: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 368: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et}, l_{et} y k_{et}				
H_0 : N° de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	18.85	0.01	16.49	0.02
como mucho 1	2.36	0.12	2.36	0.12
Contraste con constante y tendencia en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - 0.54l_{et} \quad (0.05)$$

Esta relación se presenta en el gráfico siguiente:

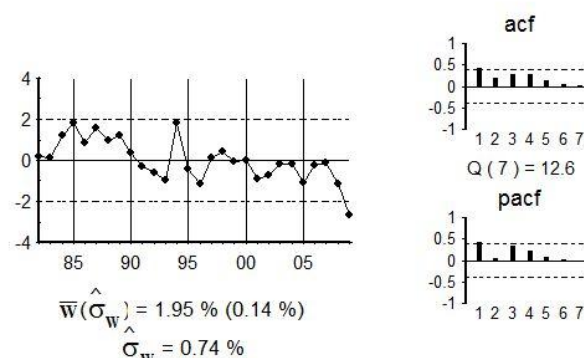


Gráfico 390: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

El método de Johansen lleva a la misma relación de cointegración que el método de Engle y Granger, tiene una interpretación económica clara, y ,por lo tanto, se concluye que dicha relación de cointegración existe.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y se tiene:

$$ecm1_t = y_{et} - 0.54l_{et}$$

IV.14.3. Modelo multivariante

Con la relación de cointegración obtenida por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 369: Resultados del modelo multivariante

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.022 (0.004)	0	0	0	0	0
$ecm1_{t-1}$	0	0	0	-0.096 (0.056)	0	0
y_{ct-1}	0	0.275 (0.099)	0	0	0	0
l_{ct-1}	0.320 (0.143)	0.355 (0.141)	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0.766 (0.383)	0	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0.625 (0.295)	0.811 (0.243)	0	0	0	0
∇l_{et-1}	0	0	0	0.305 (0.118)	0.637 (0.164)	0.189 (0.038)
∇k_{et-1}	0	0	1.099 (0.290)	0	0	0

Los gráficos de los residuos y de la FCC se presentan a continuación.

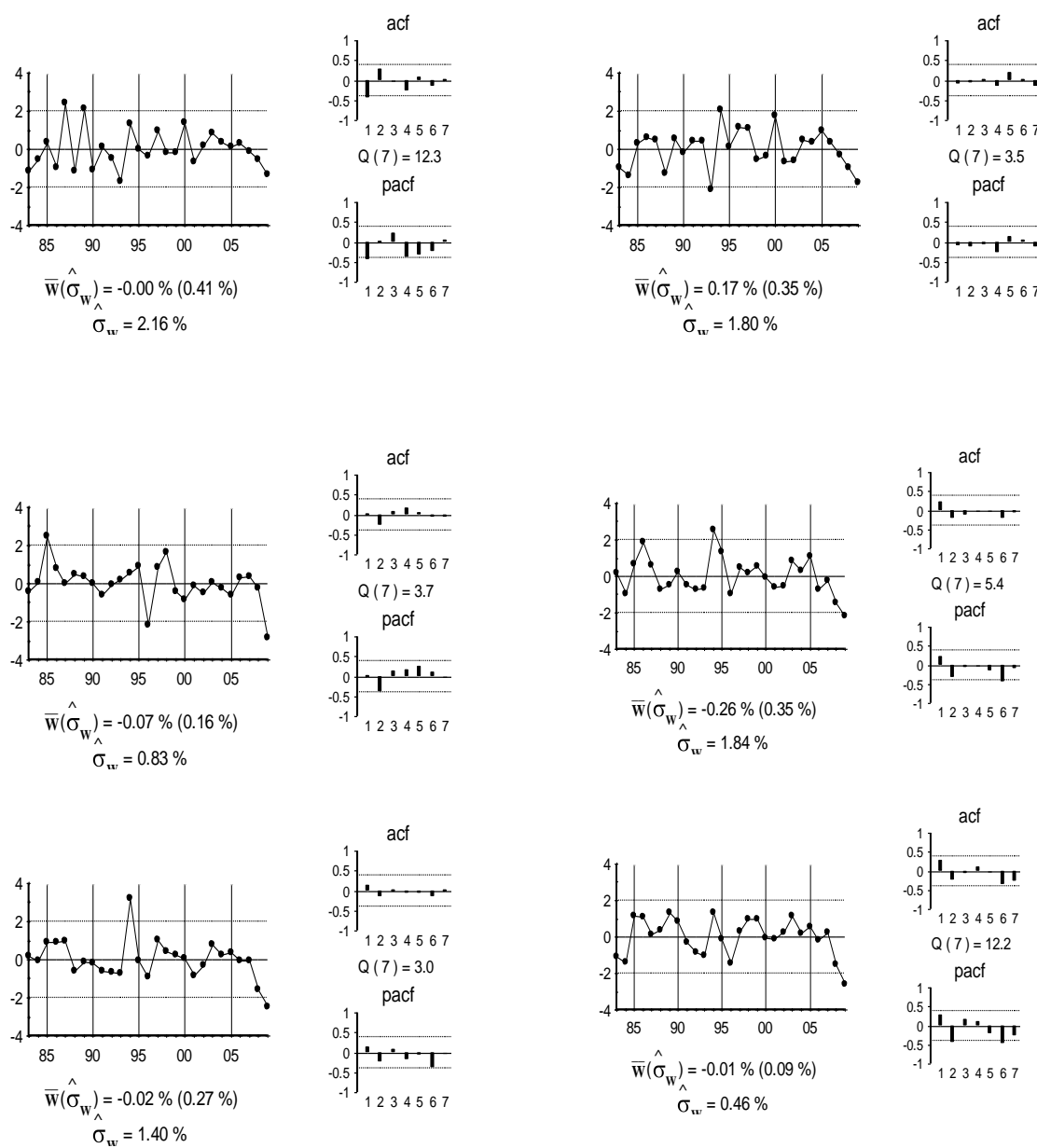


Gráfico 391: Gráfico de los residuos

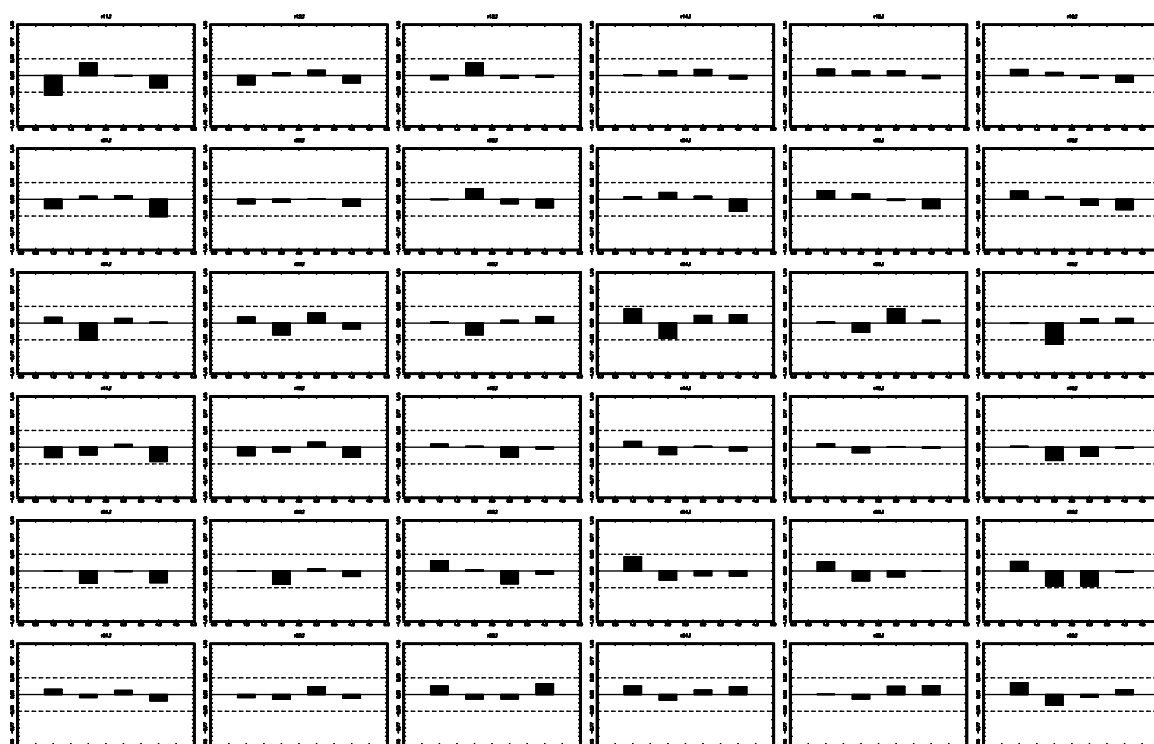


Gráfico 392: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la siguiente tabla.

Tabla 370: Correlaciones instantáneas

1.00	0.70	0.19	0.55	0.37	0.48
0.70	1.00	0.11	0.63	0.60	0.49
0.19	0.11	1.00	0.56	0.51	0.65
0.55	0.63	0.56	1.00	0.88	0.72
0.37	0.60	0.51	0.88	1.00	0.73
0.48	0.49	0.65	0.72	0.73	1.00

La tabla indica que hay correlaciones grandes entre el capital de la CA y el capital del resto de España, y la producción y el empleo tanto de la CA como del resto de España. Se modelizan a partir de los supuestos del marco teórico.

Con dichos supuestos se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 371: Matriz V

1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-2.24
0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	-1.93
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	-2.17
0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	-2.93
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 372: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	0.61	-0.13	0.34	0.03	0.00
0.61	1.00	-0.24	0.45	0.40	0.00
-0.13	-0.24	1.00	0.15	0.06	0.65
0.34	0.45	0.15	1.00	0.75	0.01
0.03	0.40	0.06	0.75	1.00	0.01
0.00	0.00	0.65	0.01	0.01	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 373: Resultados del modelo estructural

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.022	0	0	0	0	0
$ecm l_{t-1}$	0	0	0	-0.096	0	0
y_{ct-1}	0	0.275	0	0	0	0
l_{ct-1}	0.32	0.355	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0.766	0	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0.625	0.811	0	0	0	0
∇l_{et-1}	-0.423	-0.366	0	-0.106	0.082	0.189
∇k_{et-1}	0	0	1.099	0	0	0
∇k_{ct}	0	0	0	0	0	0
∇k_{et}	2.239	1.935	0	2.174	2.935	0

IV.14.4. Función de respuesta al impulso

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de Navarra

En la tabla 374 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de Navarra. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 374: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
1	0.766	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
2	0.000	0.211	1.000	0.000	0.000	0.000
3	0.067	0.075	1.000	0.000	0.000	0.000
4	0.024	0.045	1.000	0.000	0.000	0.000
5	0.014	0.023	1.000	0.000	0.000	0.000
6	0.007	0.012	1.000	0.000	0.000	0.000
7	0.004	0.006	1.000	0.000	0.000	0.000
8	0.002	0.003	1.000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000

Como se observa en la tabla 374, así como en los gráficos 393 y 394, un aumento permanente del stock de capital de Navarra no produce aumentos a largo plazo ni en la producción ni en el empleo de Navarra, solamente produce efectos a corto plazo. De forma instantánea la producción no reacciona, pero en el primer periodo aumenta un 0.77%, decreciendo de forma progresiva en los periodos siguientes, hasta el octavo periodo donde se hace cero.

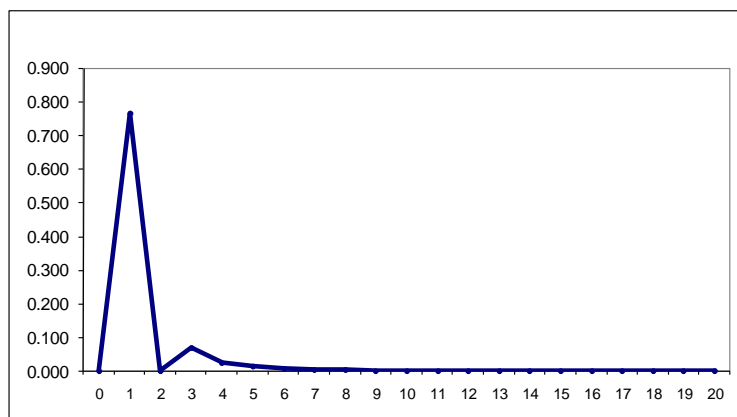


Gráfico 393: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}

Por su parte, el empleo no reacciona ni de forma instantánea ni en el primer periodo, pero en el segundo periodo se incrementa en un 0.21%. A partir de ese momento, el efecto sobre el empleo se va reduciendo hasta el octavo periodo, momento en el que se agota la respuesta, al igual que ocurría con la producción.

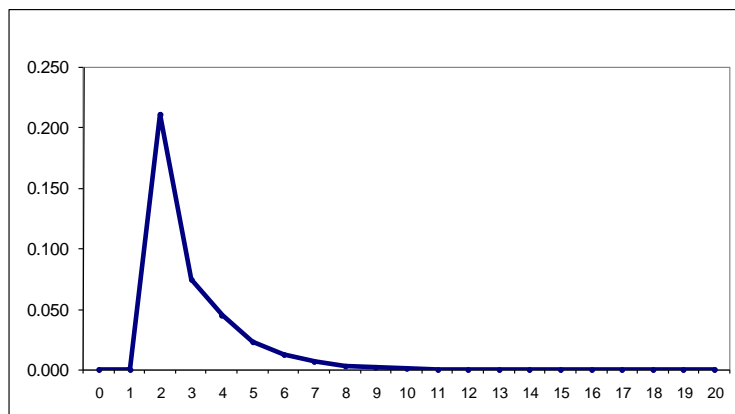


Gráfico 394: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

En cuanto a los efectos del capital de Navarra sobre el resto de España (tabla 374), un aumento permanente del stock de capital de Navarra no produce ningún efecto, ni a corto ni a largo plazo, sobre la producción y/o el empleo del resto de España.

Debido a que el aumento en el stock de capital de Navarra permanece constante en el 1%, ya que en esta Comunidad no se producen relaciones de retroalimentación entre dicho stock y el resto de variables, las respuestas de las variables son exactamente las elasticidades, y por lo tanto, se concluye que la elasticidad de la producción de Navarra a corto plazo es 0.77% y 0% a largo plazo, y la elasticidad del empleo de Navarra a corto plazo es 0.21% y 0% a largo plazo. Finalmente, las elasticidades de la producción y el empleo del resto de España son 0%, tanto a corto como a largo plazo.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 375 se presentan las respuestas de la producción de Navarra (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Navarra (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de Navarra.

Tabla 375: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	1000	0.000	0.000	0.000
1	249.797	0.000	1000	0.000	0.000	0.000
2	0.000	1.390	1000	0.000	0.000	0.000
3	21.982	0.493	1000	0.000	0.000	0.000
4	7.804	0.298	1000	0.000	0.000	0.000
5	4.705	0.149	1000	0.000	0.000	0.000
6	2.357	0.079	1000	0.000	0.000	0.000

7	1.251	0.041	1000	0.000	0.000	0.000
8	0.651	0.022	1000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1000	0.000	0.000	0.000

Como se aprecia en la tabla 375, un aumento de 1000 millones en el stock de capital de Navarra genera un incremento de la producción de Navarra en el primer periodo de algo menos de 250 millones de euros. A partir de ese momento, el efecto cada vez es menor, hasta desaparecer en el octavo periodo. Además del efecto sobre la producción, la inversión en stock de capital también tiene efectos a corto plazo sobre el empleo. En concreto, con una inversión de 1000 millones de euros, se crean en el segundo periodo 1390 empleos en Navarra. De nuevo, a partir de ese momento, el número de empleos generados se reduce de forma progresiva hasta el octavo periodo, momento en el que prácticamente no se generan empleos.

Los efectos fuera de la Comunidad son nulos, ya que la inversión en el capital de Navarra no genera en el resto de España ni un euro ni un empleo, ni a corto ni a largo plazo.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 376 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 376: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	2.239	1.935	0.000	2.174	2.935	1.000
1	1.978	3.066	1.099	3.010	4.804	1.555
2	2.345	2.310	1.709	3.535	5.995	1.908
3	1.535	1.891	2.097	3.864	6.754	2.133
4	1.108	1.360	2.344	4.068	7.237	2.276
5	0.752	0.953	2.502	4.193	7.545	2.368
6	0.504	0.647	2.602	4.268	7.741	2.426
7	0.331	0.429	2.666	4.312	7.866	2.463
8	0.214	0.279	2.707	4.337	7.945	2.487
20	0.136	0.177	2.733	4.349	7.996	2.502

La tabla 376, así como en los gráficos 395 y 396, muestran que un aumento permanente del stock de capital del resto de España solo tiene efectos a corto plazo en la producción y en el empleo de Navarra. De forma instantánea, la producción aumenta un 2.24%, creciendo de forma progresiva hasta el segundo periodo, donde alcanza su máximo valor (2.35%). A partir de ese momento, dicho efecto se reduce de forma progresiva hasta el periodo decimotercero, momento en el que se agota la respuesta.

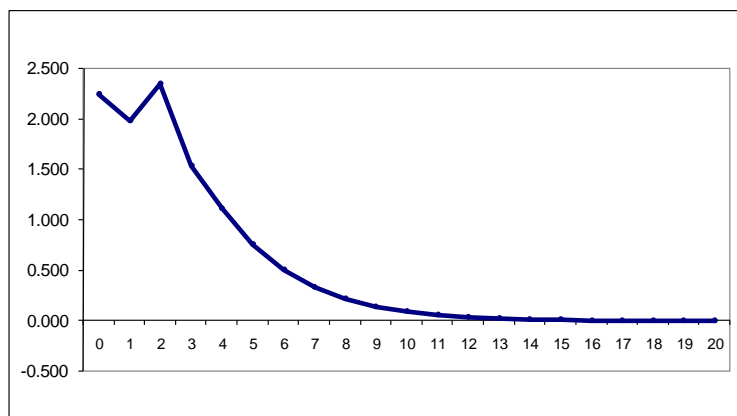


Gráfico 395: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

En cuanto a la respuesta del empleo, tras un aumento instantáneo del 1.93%, ésta se va reduciendo de forma progresiva hasta agotarse en el periodo decimocuarto.

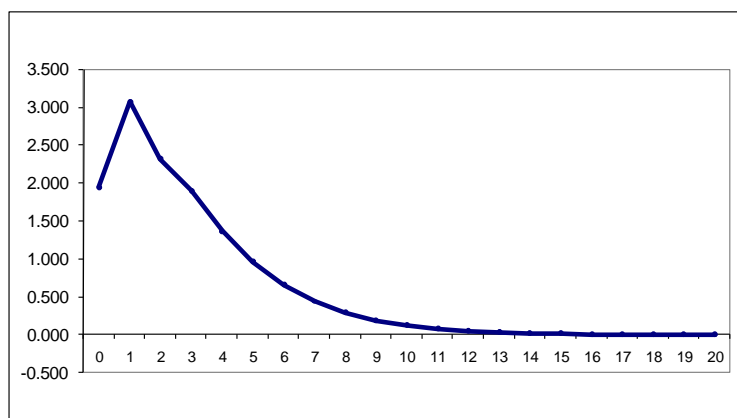


Gráfico 396: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}

Los aumentos del stock de capital del resto de España tienen efectos positivos sobre el nivel del stock de capital de Navarra. Si bien se supone la ausencia de efectos instantáneos por motivos técnicos (de identificación econométrica), los efectos a largo plazo son significativos, de 2.73 puntos porcentuales, por lo que ambos capitales son complementarios.

En cuanto a los efectos en el resto de España, un aumento del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 4.35% (tabla 376 y gráfico 397), efecto que, prácticamente, se genera en tan solo cinco periodos.

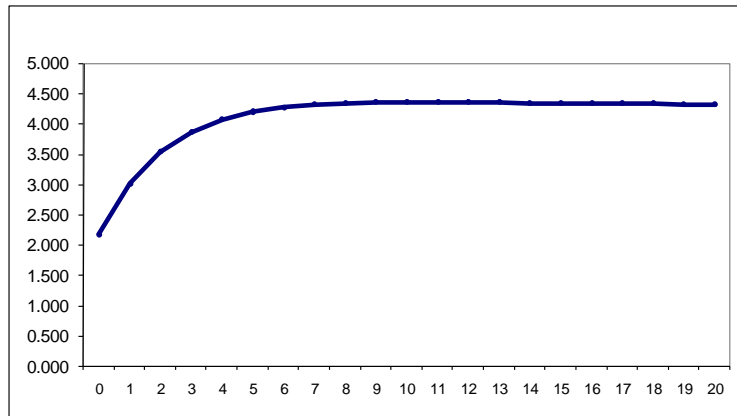


Gráfico 397: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también aumenta a largo plazo el empleo del resto de España (tabla 376 y gráfico 398). En concreto, el aumento del empleo a largo plazo se sitúa en el 8%, respuesta que de nuevo, es más lenta que la obtenida en la producción.

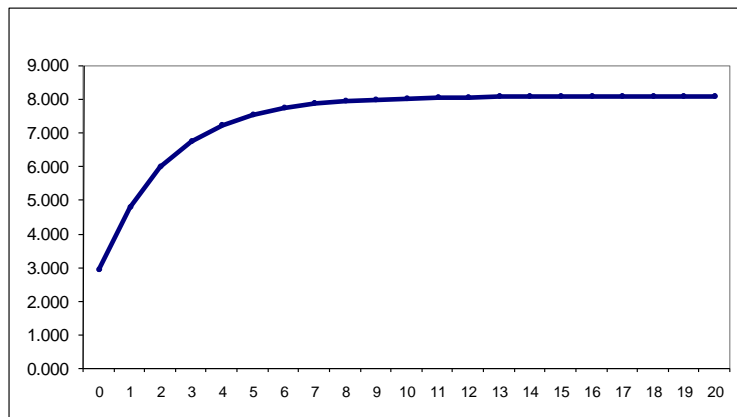


Gráfico 398: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

A diferencia del caso del shock en el stock de capital de Navarra, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel que alcanza el stock de capital del resto de España es, a largo plazo, de un 2.50%, superior a ese 1%. Por este motivo, se calculan en la tabla 377 las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España.

Tabla 377: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	2.239	1.935	0.000	2.174	2.935
1	1.272	1.972	0.707	1.936	3.090
2	1.229	1.211	0.895	1.853	3.142
3	0.719	0.887	0.983	1.812	3.166
4	0.487	0.597	1.030	1.787	3.179
5	0.318	0.403	1.057	1.771	3.186

6	0.208	0.267	1.073	1.760	3.191
7	0.134	0.174	1.082	1.751	3.194
8	0.086	0.112	1.089	1.744	3.195
20	0.054	0.071	1.092	1.738	3.196

Como se puede apreciar en la tabla 377, la elasticidad instantánea de la producción de Navarra es 2.24%, elasticidad que va decreciendo de forma progresiva hasta el 0% de largo plazo. El comportamiento de la elasticidad del empleo de Navarra es similar, ya que de forma instantánea se sitúa en el 1.93% , y decrece de forma progresiva hasta situarse en el 0% del largo plazo.

Al analizar los efectos sobre el resto de España, se constata que la elasticidad a corto plazo de la producción del resto de España es similar a la elasticidad de la producción de Navarra, 2.17% de forma instantánea. Sin embargo, frente a lo ocurrido en Navarra, la elasticidad a largo plazo es positiva, 1.74% (frente al 0%). En cuanto al empleo, la elasticidad a corto plazo del resto de España es superior a la de Navarra, ya que la elasticidad instantánea se sitúa en el 2.93% (frente al 1.93%). A largo plazo la elasticidad del empleo del resto de España es también superior a la del empleo de Navarra, 3.19% (frente al 0%).

A diferencia de lo ocurrido en el capital de Navarra, existe una complementariedad entre los capitales de Navarra y del resto de España, ya que la elasticidad a largo plazo del capital de Navarra es de un 1.09%.

Como en el caso del shock en el stock de capital de Navarra, en la tabla 378 se presentan las respuestas de la producción de Navarra (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Navarra (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 378: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	12.896	0.225	0.000	697.705	23.011	1000
1	7.327	0.230	12.484	621.306	24.229	1000
2	7.079	0.141	15.815	594.679	24.636	1000
3	4.144	0.103	17.361	581.410	24.825	1000
4	2.804	0.070	18.186	573.558	24.926	1000
5	1.830	0.047	18.660	568.384	24.983	1000
6	1.196	0.031	18.943	564.703	25.018	1000
7	0.773	0.020	19.117	561.924	25.039	1000
8	0.495	0.013	19.225	559.728	25.052	1000
20	-0.010	0.000	19.408	548.382	25.075	1000

Como se observa en la tabla 378, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España no tiene efectos a largo plazo ni en la producción ni en el empleo de Navarra. Dicha inversión genera alrededor de 13 millones de euros de forma instantánea, cantidad que va decreciendo hasta el octavo periodo, momento en el que se agota la respuesta. La respuesta del empleo es cualitativamente similar, ya que de forma instantánea se crean 225 empleos, y también decrece de forma progresiva hasta agotarse en el octavo periodo y, por lo tanto, creando 0 empleos en el largo plazo.

En el resto de España también aumenta la producción y el empleo. En concreto, un aumento instantáneo de la producción de algo menos de 698 millones, y de algo más de 548 millones en el largo plazo. En cuanto al empleo, la inversión anterior genera 23011 empleos de forma instantánea y de 25075 empleos en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: Navarra vs resto de España

El gráfico 399 muestra la evolución de la productividad del trabajo de Navarra y del resto de España durante el periodo muestral considerado. Mientras que la productividad de Navarra aumenta de forma constante y progresiva a lo largo de toda la muestra, la productividad del trabajo del resto de España aumenta de forma significativa hasta mediados de los años 90, permaneciendo más o menos estable desde ese momento.

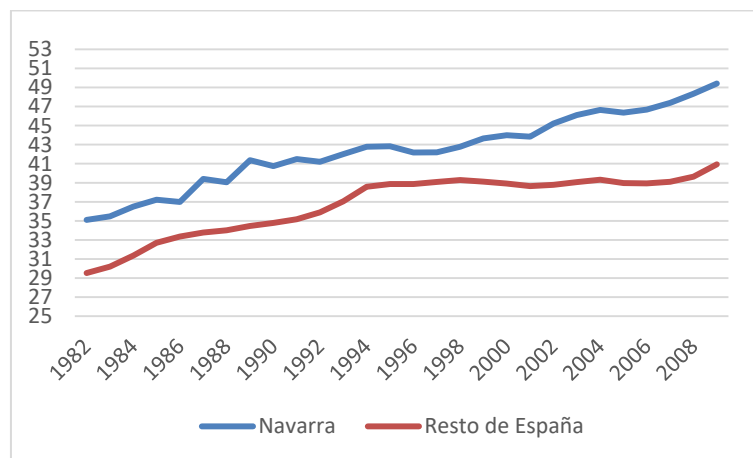


Gráfico 399: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 400 se representa el ratio de ambas productividades (la productividad relativa). Se observa que en todos los periodos el ratio es superior a 1 indicando que la productividad del trabajo en Navarra es mayor que la del resto de España. Dicho ratio presenta un mínimo de 1.08 en 1997, punto de máxima proximidad entre ambas productividades. A partir de esa fecha, crece hasta alcanzar un máximo de 1.22 en 2008.

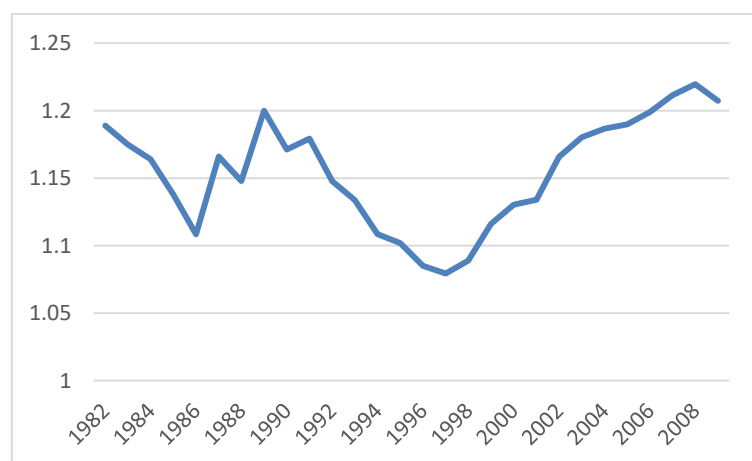


Gráfico 400: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 379 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de Navarra sobre la productividad de Navarra, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 379: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	1.000	1.000	1.000
1	1.766	1.000	1.766
2	0.826	1.000	0.826
3	0.993	1.000	0.993
4	0.980	1.000	0.980
5	0.992	1.000	0.992
6	0.995	1.000	0.995
7	0.998	1.000	0.998
8	0.999	1.000	0.999
20	1.000	1.000	1.000

Como se aprecia en la tabla 379, un aumento del stock de capital de Navarra mejora la productividad de Navarra de forma instantánea, pero la empeora a partir del segundo periodo, hasta finalmente volver al nivel que tenía antes del shock. Además, el stock de capital no afecta a la productividad del resto de España en ningún periodo considerado. Debido a la pérdida de productividad de Navarra a partir del segundo periodo, se concluye que un shock en el stock de capital de Navarra empeora la productividad relativa y ,por lo tanto, disminuye la distancia entre la productividad de Navarra y la del resto de CCAA.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 380 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de Navarra, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 380: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	1.104	0.807	1.368
1	0.765	0.718	1.065
2	1.008	0.689	1.464
3	0.911	0.675	1.350
4	0.931	0.667	1.396
5	0.940	0.662	1.419
6	0.954	0.658	1.448
7	0.966	0.656	1.473
8	0.976	0.654	1.493
20	0.984	0.653	1.508

Como se observa en la tabla 380, un incremento del stock de capital del resto de España mejora también la productividad de Navarra de forma instantánea, pero la empeora a partir del tercer periodo. Además, el stock de capital empeora, todavía más, la productividad del resto de España en todos los periodos. De nuevo, la pérdida de productividad de Navarra es menor que la del resto de España y, por lo tanto, el efecto del capital del resto de España sobre la productividad relativa es positivo aumentando la distancia entre Navarra y el resto de España.

IV.14.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock en el capital de Navarra y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 381: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.50	1.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1	-0.07	2.74	0.00	0.00	0.50	1.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	-0.07	2.74	-0.02	1.09	0.50	1.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	-0.07	2.91	-0.02	1.43	0.50	1.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	-0.07	3.00	-0.04	1.74	0.50	1.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	-0.09	3.07	-0.04	1.91	0.50	1.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	-0.09	3.11	-0.04	2.04	0.50	1.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
7	-0.09	3.15	-0.04	2.11	0.50	1.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8	-0.09	3.17	-0.07	2.15	0.50	1.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20	-0.09	3.24	-0.07	2.24	0.50	1.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabla 382: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.96	4.37	1.28	5.07	0.00	0.00	1.07	3.70	1.70	5.00	0.70	1.43
1	1.74	7.52	1.78	7.96	0.20	1.26	1.02	4.07	1.87	6.30	0.91	1.91
2	2.07	10.11	2.26	10.70	0.26	1.83	1.00	4.13	1.87	6.67	0.93	2.02
3	2.17	11.28	2.65	12.96	0.26	2.00	0.98	4.09	1.87	6.76	0.93	2.07
4	2.15	12.04	2.78	14.72	0.26	2.07	0.98	4.02	1.87	6.80	0.93	2.07
5	2.13	12.59	2.85	16.04	0.26	2.11	0.96	3.96	1.87	6.80	0.93	2.09
6	2.11	13.15	2.87	17.04	0.26	2.11	0.93	3.91	1.87	6.80	0.93	2.09
7	2.09	13.57	2.89	17.80	0.26	2.13	0.91	3.87	1.87	6.80	0.93	2.09
8	2.09	13.93	2.89	18.39	0.26	2.13	0.91	3.85	1.87	6.80	0.93	2.09
20	1.96	15.07	2.91	20.24	0.26	2.13	0.22	3.76	1.87	6.80	0.93	2.09

IV.15. Comunidad del País Vasco

IV.15.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \ln Y_{ct}$

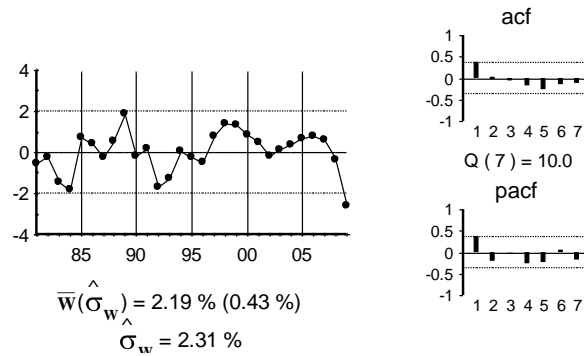


Gráfico 401: Gráfico de y_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{ct} = \nabla^2 \ln Y_{ct}$

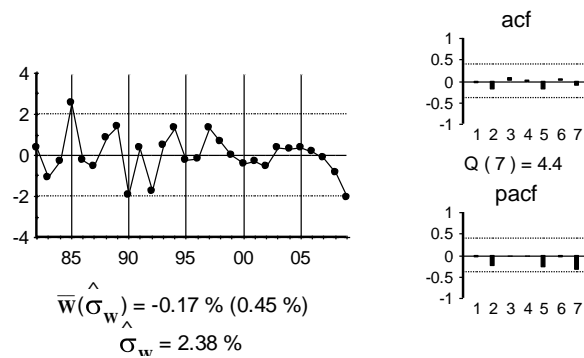


Gráfico 402: Gráfico de ∇y_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla y_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 383: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.64	0.10	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

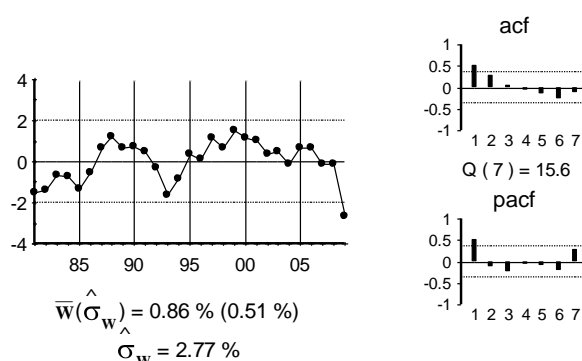


Gráfico 403: Gráfico de l_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{ct} = \nabla^2 \ln L_{ct}$

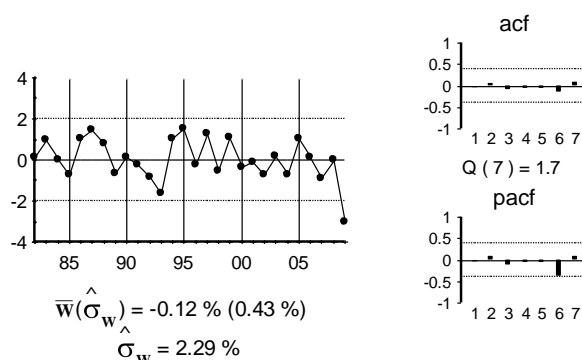


Gráfico 404: Gráfico de ∇l_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla l_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 384: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-1.96	0.30	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$

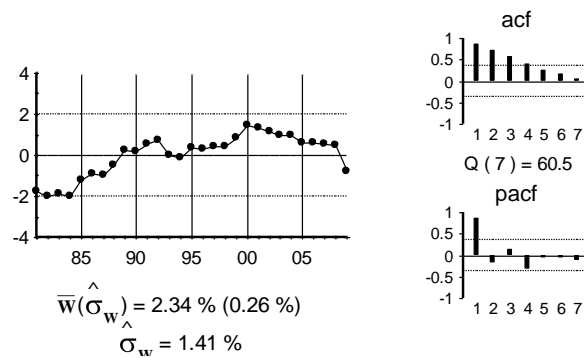


Gráfico 405: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$

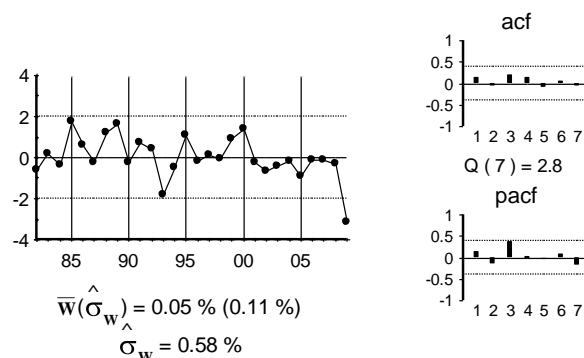


Gráfico 406: Gráfico de ∇k_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 385: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.04	0.27	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \ln Y_{et}$

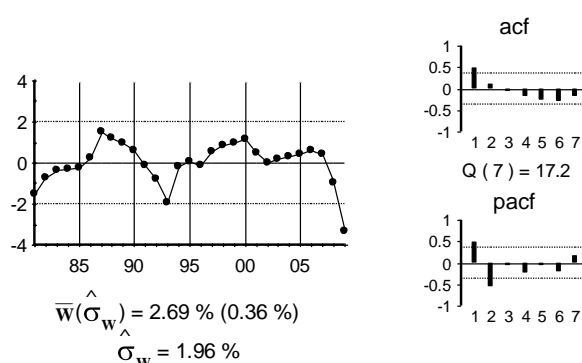


Gráfico 407: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \ln Y_{et}$

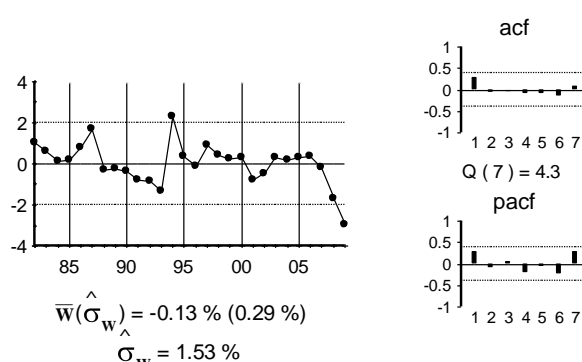


Gráfico 408: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado es un paseo aleatorio:

$$\nabla y_{et} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 386: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.77	0.39	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

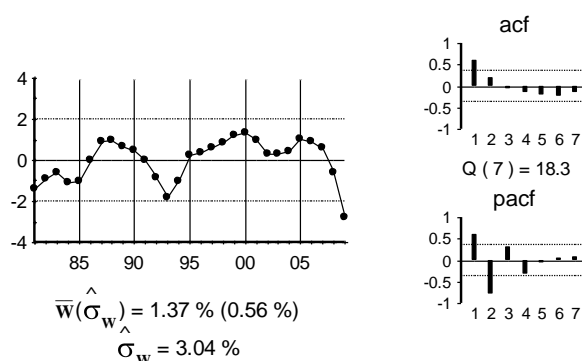


Gráfico 409: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \ln L_{et}$

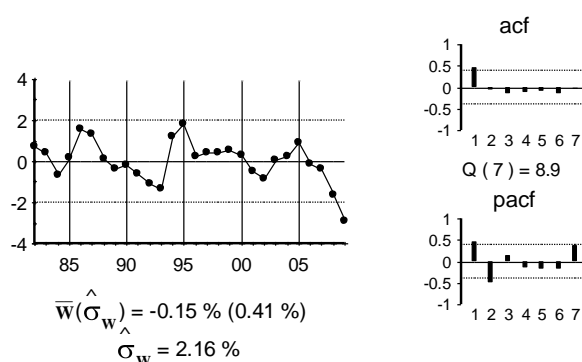


Gráfico 410: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - \underset{(0.21)}{0.84B} + \underset{(0.22)}{0.52B^2}) \nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

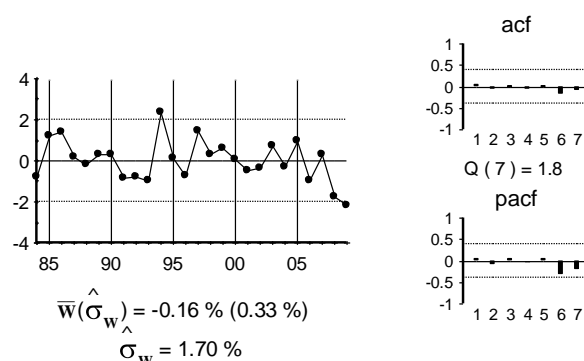


Gráfico 411: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo 2.

Tabla 387: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.48	0.13	-3.72	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

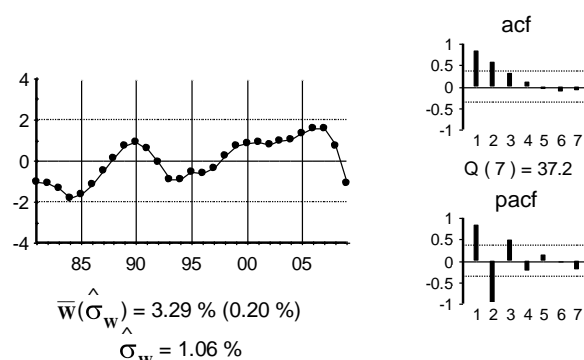


Gráfico 412: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \text{Ln} K_{et}$

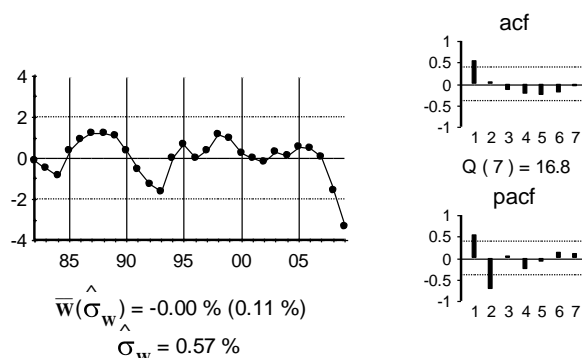


Gráfico 413: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 1.28B + 0.75B^2) \nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

(0.20) (0.21)

Y los residuos de dicha estimación en el gráfico siguiente:

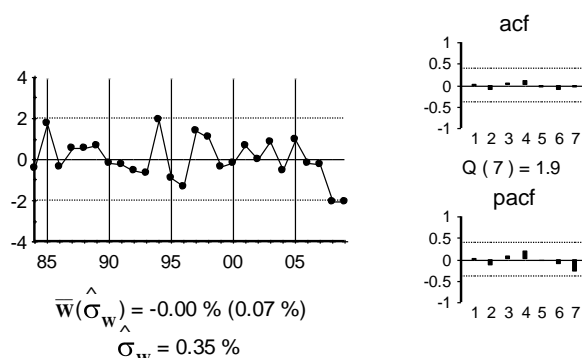


Gráfico 414: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo 2.

Tabla 388: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.64	0.10	-3.72	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.15.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 389: Método de Cointegración - Engle y Granger - CA

	p=0	p=1	p=2
y_{ct}	-5.01	-6.11	-4.00
l_{ct}	-4.51	-4.49	-2.76
k_{ct}	-1.62	-1.77	-1.76

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

El método de Engle y Granger indica que hay una relación de cointegración entre la tasa de crecimiento de la producción y el resto de variables, y otra entre la tasa de crecimiento del empleo y el resto de variables.

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{ct} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 390: Método de Engle y Granger – CA – a partir de y_{ct}

	p=0	p=1	p=2
l_{ct}	-2.80	-3.06	-2.44
k_{ct}	-5.15	-6.20	-4.09

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

La tabla anterior indica que la variable l_{ct} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{ct} no.

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{ct} con el resto de variables, excluyéndolas una a una.

Tabla 391: Método de Engle y Granger – CA – a partir de l_{ct}

	p=0	p=1	p=2
y_{ct}	-2.12	-2.10	-2.07
k_{ct}	-4.57	-4.87	-2.86

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

La tabla anterior indica que la variable y_{ct} debe estar en la relación de cointegración, pero no así la variable k_{ct} .

Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{ct} y l_{ct} . Esta relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{ct} = 0.017 + 0.56l_{ct} + \hat{\varepsilon}_{ct}$$

(0.003) (0.12)

Dicha relación se interpreta como una función de producción de la Comunidad.

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

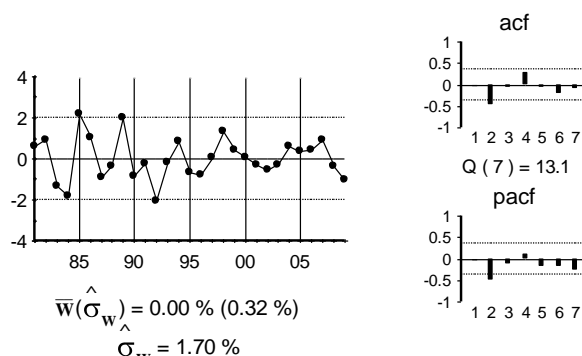


Gráfico 415: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 392: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas y_{ct} y l_{ct}				
H_0 :Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	26.52	0.001	24.39	0.001
como mucho 1	2.13	0.14	2.13	0.14
Contraste sin constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

El contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{ct} = y_{ct} - 0.70l_{ct}$$

(0.12)

La relación obtenida se presenta en el gráfico siguiente:

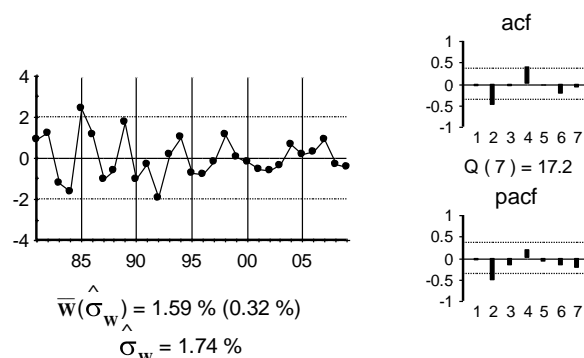


Gráfico 416: Gráfico de $\hat{\zeta}_{ct}$

Como es exactamente la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger y, además tiene una interpretación económica, se concluye que dicha relación es una relación de cointegración.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen, ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y se tiene:

$$ecm1_t = y_{ct} - 0.70l_{ct}$$

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinada la relación de cointegración entre las variables de la CA, se buscan relaciones de cointegración en las variables del resto de España.

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto. La tabla muestra una relación de cointegración entre y_{et} y el resto de variables.

Tabla 393: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-3.88	-3.18	-2.22
l_{et}	-3.71	-3.25	-2.36
k_{et}	-2.48	-2.58	-2.23

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 394: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.80	-1.05	-0.89
k_{et}	-2.53	-1.93	-1.36

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

La tabla anterior indica que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{et} no debe estar.

Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.019 + 0.60l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.001) (0.05)

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

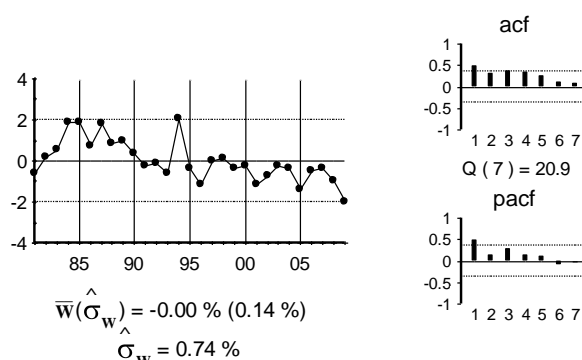


Gráfico 417: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste, para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 395: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et} y l_{et} .				
H_0 :Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	16.55	0.03	14.28	0.05
como mucho 1	2.27	0.13	2.27	0.13
Contraste sin constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - 0.53l_{et} \quad (0.06)$$

La relación obtenida se presenta en el siguiente gráfico:

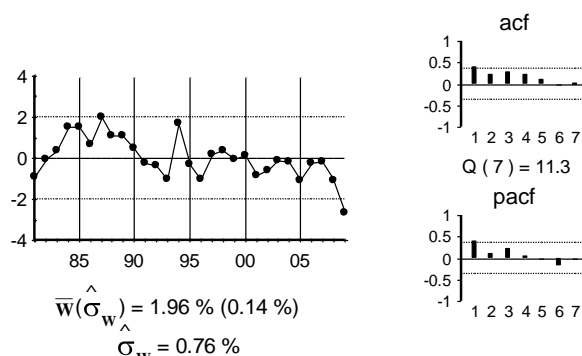


Gráfico 418: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

El método de Johansen lleva a la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger, tiene una interpretación económica clara, y por lo tanto, se concluye que dicha relación de cointegración existe.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm2_t$ y se tiene:

$$ecm2_t = y_{et} - 0.53l_{et}$$

Relaciones de cointegración entre España y la CA

Se buscan relaciones de cointegración entre las variables de la CA y el resto de España. Así, en la ecuación siguiente se presenta la regresión de la producción de la Comunidad con el resto de España:

$$y_{ct} = 0.90 y_{et} + \hat{\varepsilon}_{yt} \quad (0.15)$$

El estadístico de Engle y Granger, para determinar la existencia de dicha relación de cointegración, se presenta en la tabla siguiente.

Tabla 396: Método de Engle y Granger – Conjunto - Producción

$\hat{\varepsilon}_{yt}$	p=0	p=1	p=2
ADF	-5.22	-5.36	-3.24

Philips y Oularis -3.36 (95%) y -3.96 (99%)

El gráfico de dichos residuos se presenta en el gráfico siguiente:

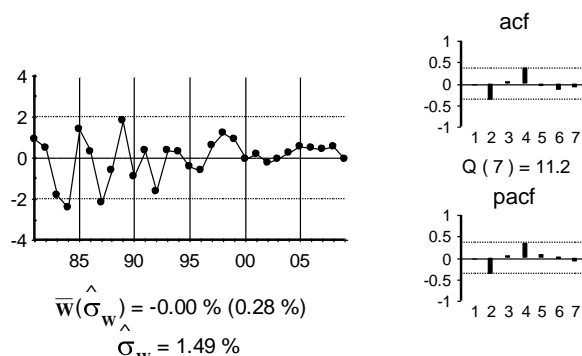


Gráfico 419: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{yt}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 397: Contraste de Johansen – Conjunto - Producción

Cointegración – variables incluidas y_{ct} y y_{et}				
H_0 : Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	22.08	0.004	20.82	0.004
como mucho 1	1.26	0.26	1.26	0.26
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{yt} = y_{ct} - 1.05_{(0.18)} y_{et}$$

La relación obtenida se presenta en el siguiente gráfico:

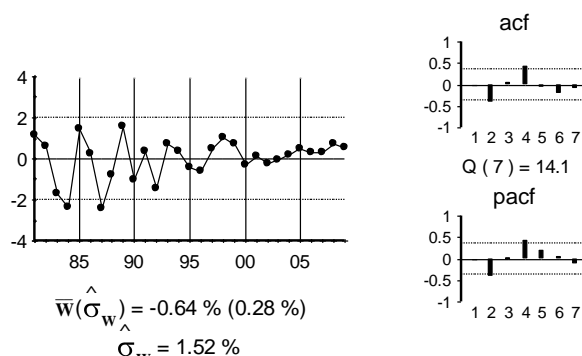


Gráfico 420: Gráfico de $\hat{\zeta}_{yt}$

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración entre y_{ct} y y_{et} obtenida con el método de Johansen. Dicha relación se denota por $ecm3_t$ y se tiene:

$$ecm3_t = y_{ct} - 1.05 y_{et} \quad (0.12)$$

También se encuentra una relación de cointegración entre l_{ct} y l_{et} , no obstante, se comprueba que es una combinación lineal de las anteriores. Se buscan otras relaciones de cointegración, pero no se encuentra ninguna más.

IV.15.3. Modelo multivariante

Con las tres relaciones de cointegración obtenidas por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 398: Resultados del modelo multivariante

	∇y_{ct}	∇l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	-0.009 (0.004)	-0.017 (0.006)	-0.011 (0.002)	0	-0.009 (0.003)	-0.005 (0.001)
$ecm1_{t-1}$	0	1.80 (0.27)	0	0.18 (0.07)	0.41 (0.09)	0
$ecm2_{t-1}$	0	-1.19 (0.39)	0.57 (0.11)	-0.23 (0.11)	0	0.20 (0.05)
$ecm3_{t-1}$	-0.92 (0.14)	-1.60 (0.30)	0	0	0	0
∇y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇l_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0	0	0	0	0	0
∇l_{et-1}	0	0.39 (0.12)	0	0.31 (0.08)	0.56 (0.10)	0
∇k_{et-1}	0	0	0	0	0	0.76 (0.09)

Los gráficos de los residuos y de la FCC se presentan a continuación.

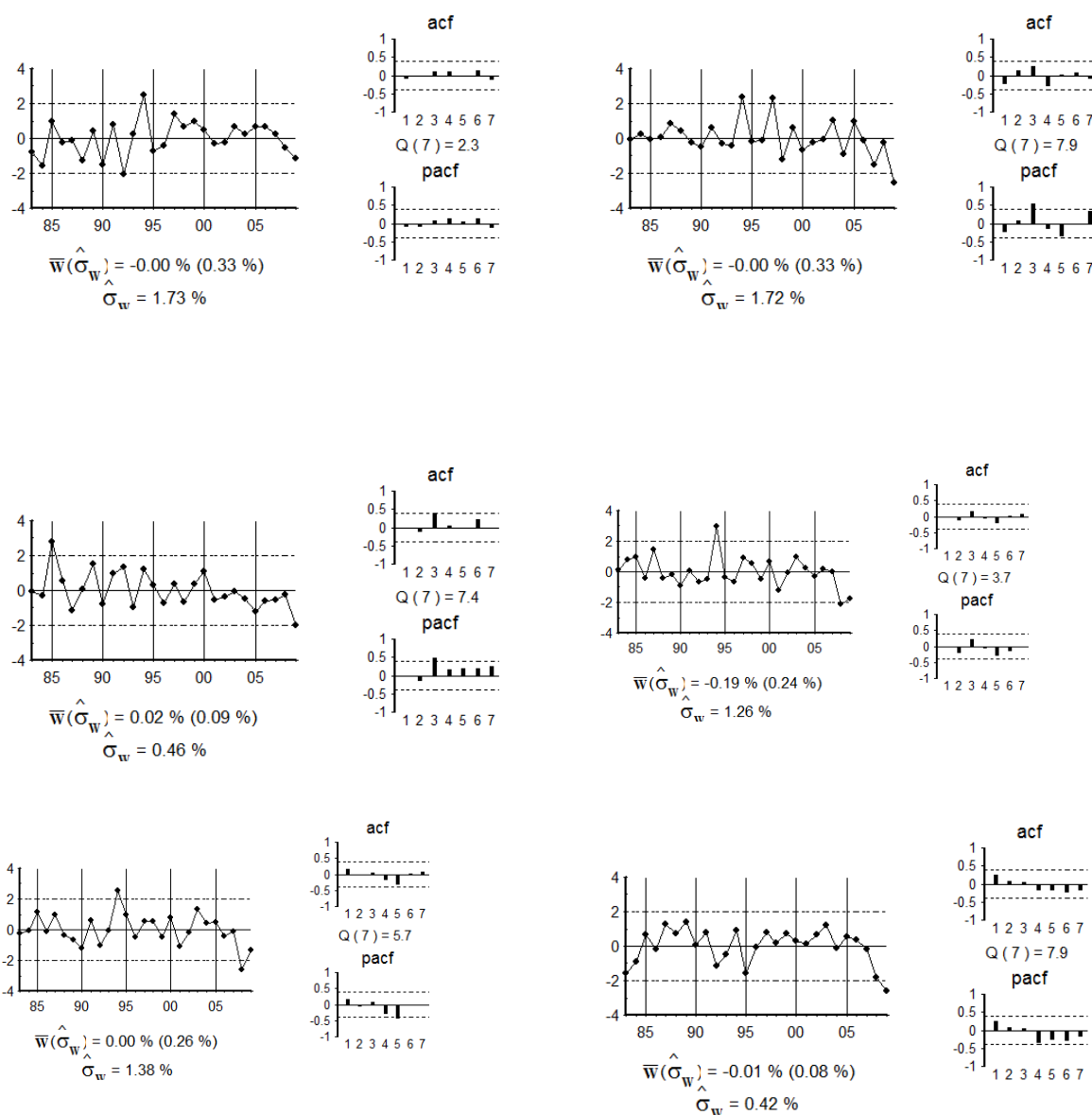


Gráfico 421: Gráfico de los residuos

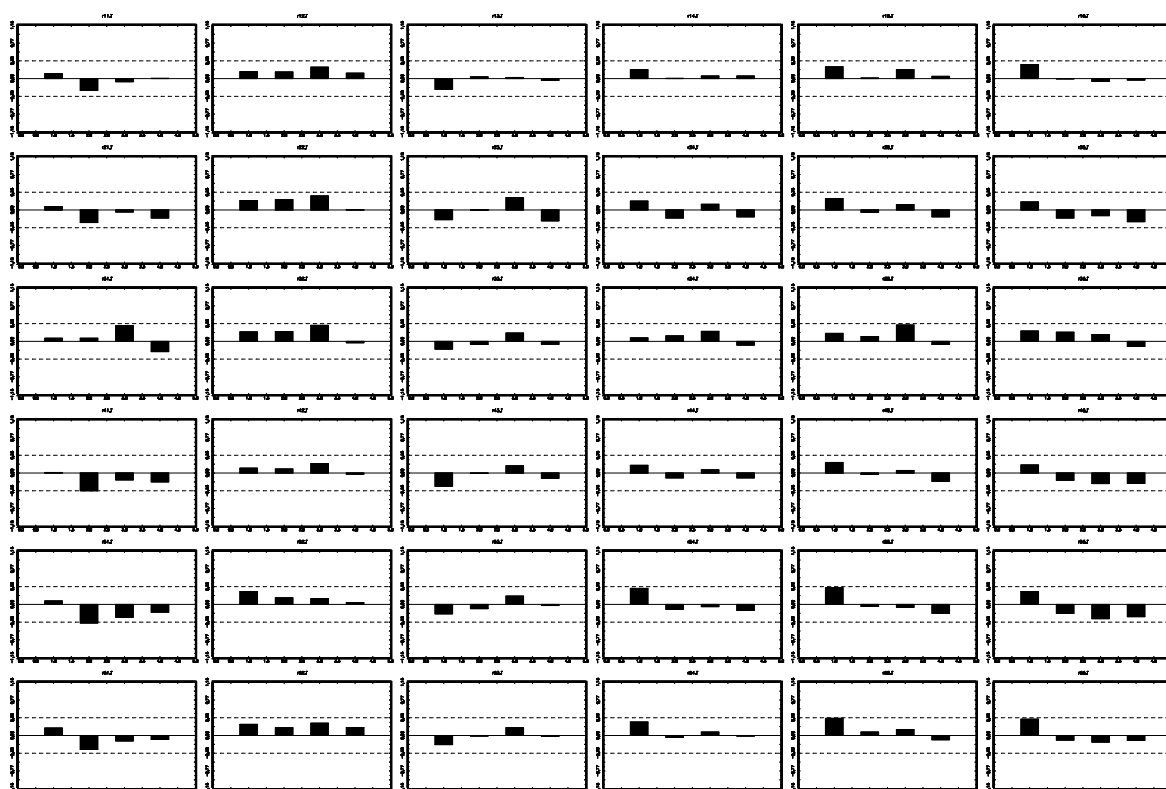


Gráfico 422: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones instantáneas se presenta en la tabla siguiente.

Tabla 399: Correlaciones instantáneas

1.00	0.57	0.49	0.71	0.76	0.81
0.57	1.00	0.45	0.75	0.77	0.70
0.49	0.45	1.00	0.41	0.32	0.37
0.71	0.75	0.41	1.00	0.90	0.88
0.76	0.77	0.32	0.90	1.00	0.87
0.81	0.70	0.37	0.88	0.87	1.00

Se observa que hay correlaciones grandes entre los capitales y el resto de variables. Dichas correlaciones se modelizan según los supuestos del modelo teórico.

Con dichos supuestos se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 400: Matriz V

1.00	0.00	-0.93	0.00	0.00	-3.51
0.00	1.00	-0.73	0.00	0.00	-2.22
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	-0.29	1.00	0.00	-2.80
0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	-3.59
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la siguiente tabla.

Tabla 401: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	-0.13	0.00	-0.07	0.20	0.01
-0.13	1.00	0.00	0.37	0.48	0.01
0.00	0.00	1.00	0.01	-0.01	0.37
-0.07	0.37	0.01	1.00	0.58	0.02
0.20	0.48	-0.01	0.58	1.00	0.01
0.01	0.01	0.37	0.02	0.01	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 402: Resultados del modelo estructural

	∇y_{ct}	∇l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.02	0.002	-0.01	0.02	0.01	-0.01
$ecm1_{t-1}$	0	1.80	0	0.18	0.41	0
$ecm2_{t-1}$	-1.24	-2.05	0.57	-0.96	-0.72	0.20
$ecm3_{t-1}$	-0.92	-1.60	0	0	0	0
∇y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇l_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0	0	0	0	0	0
∇l_{et-1}	0	0.39	0	0.31	0.56	0
∇k_{et-1}	-2.68	-1.69	0	-2.14	-2.73	0.76
∇k_{ct}	0.93	0.73	0	0.29	0	0
∇k_{et}	3.51	2.22	0	2.80	3.59	0

IV.15.4. Función de respuesta al impulso

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del País Vasco

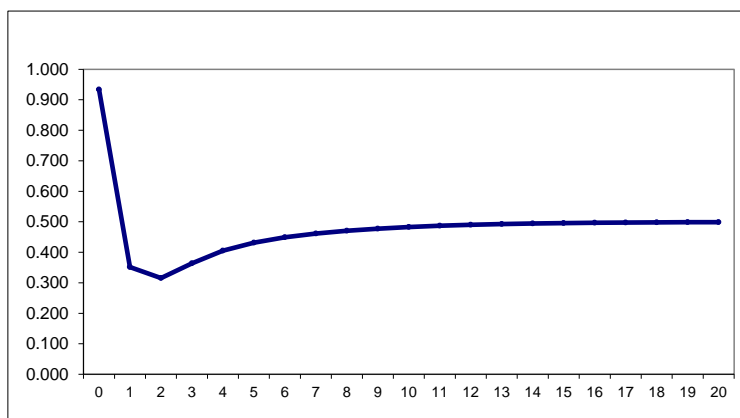
En la tabla 403 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital del País Vasco. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 403: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.933	0.733	1.000	0.289	0.000	0.000
1	0.351	0.136	1.164	0.298	0.174	0.058
2	0.316	0.358	1.280	0.350	0.377	0.144
3	0.363	0.458	1.365	0.389	0.517	0.240
4	0.405	0.525	1.430	0.413	0.613	0.336
5	0.432	0.571	1.480	0.429	0.682	0.428
6	0.449	0.605	1.518	0.440	0.734	0.511
7	0.461	0.631	1.547	0.449	0.773	0.584
8	0.470	0.651	1.569	0.455	0.803	0.648
20	0.499	0.711	1.635	0.475	0.894	0.928

Como se observa en la tabla 403, así como en el gráfico 423, un aumento permanente del stock de capital del País Vasco produce un aumento a largo plazo de la producción, el empleo y el stock de capital del País Vasco del 0.50%, 0.71% y 1.63%, respectivamente.

De forma instantánea la producción se incrementa en un 0.93%, para luego disminuir al 0.35% en el siguiente periodo. A partir de ese momento, crece de forma progresiva hasta su nivel de largo plazo.

**Gráfico 423: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}**

Un aumento permanente del 1% en el stock de capital del País Vasco produce un aumento a largo plazo del empleo de la Comunidad del 0.71% (véase tabla 403 y gráfico 424). De forma instantánea el empleo aumenta un 0.73%. La pauta es muy similar a la producción, de forma instantánea aumenta un 0.73% para disminuir al 0.14% del primer periodo. A partir de ese momento aumenta de forma progresiva hasta su valor de largo plazo.

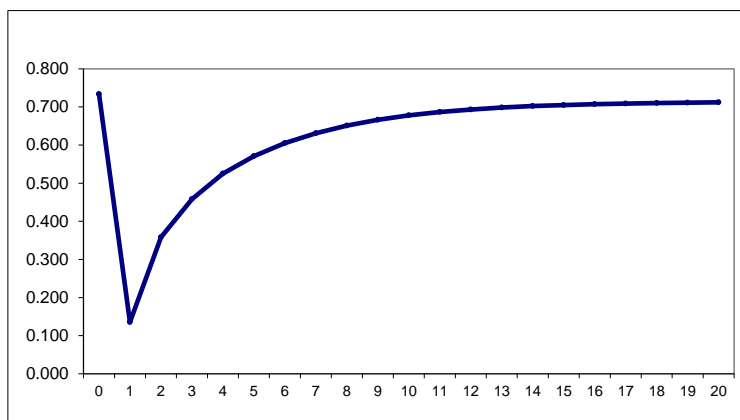


Gráfico 424: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

El nivel del stock de capital no permanece constante (un 1% sobre el stock de capital inicial) sino que, a largo plazo, se sitúa un 1.63% sobre el stock inicial. Esto es debido a las relaciones de retroalimentación que se detectan entre dicho stock y el resto de variables. Estas relaciones hacen que los aumentos de capital lleven a aumentos futuros de producción y empleo, y éstos, a su vez, a aumentos futuros de capital.

En cuanto a los efectos del capital del País Vasco sobre el resto de España (véase la tabla 403 y el gráfico 425), un aumento permanente del stock de capital de la Comunidad produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 0.48%. De forma instantánea la producción se incrementa un 0.29%, para crecer de forma progresiva hasta alcanzar su nivel de largo plazo.

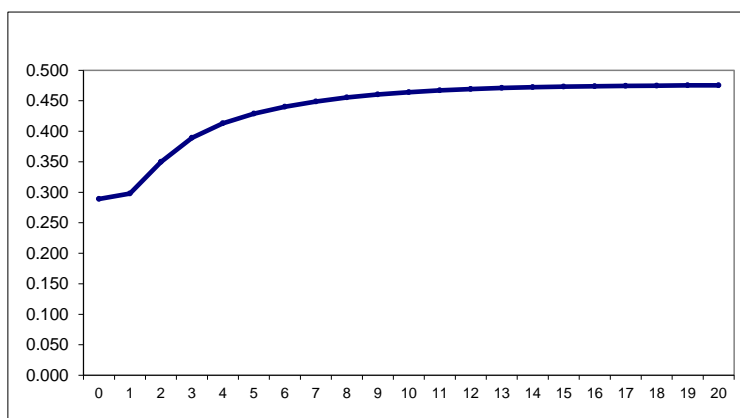


Gráfico 425: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{ct}

Por último, un aumento del stock de capital del País Vasco genera un aumento en el empleo del resto de España del 0.89% (tabla 403 y gráfico 426), no existiendo ninguna respuesta inmediata. En el primer periodo el aumento del empleo se sitúa en el 0.17%, momento a partir del cual crece de forma progresiva hasta su valor de largo plazo.

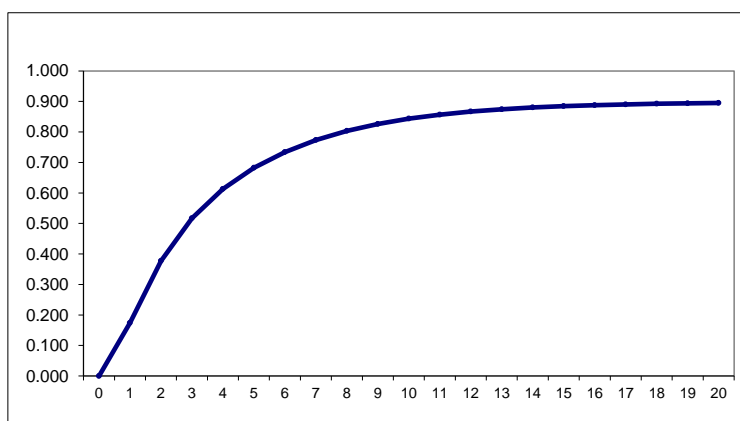


Gráfico 426: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{ct}

Debido a que las respuestas de todas estas variables están “contaminadas” por la retroalimentación del stock de capital del País Vasco, resulta conveniente calcular el concepto estándar de elasticidad, esto es, lo que porcentualmente aumenta una variable (al cabo de un periodo determinado) al aumentar el stock de capital del País Vasco un 1% (durante dicho periodo). Las elasticidades, a distintos periodos, de la producción y el empleo en el País Vasco, y la producción, el empleo y el stock de capital en el resto de España, se presentan en la tabla 404.

Tabla 404: Elasticidades Respecto a K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.933	0.733	0.289	0.000	0.000
1	0.302	0.117	0.256	0.149	0.050
2	0.247	0.280	0.273	0.295	0.113
3	0.266	0.336	0.285	0.379	0.176
4	0.283	0.367	0.289	0.429	0.235
5	0.292	0.386	0.290	0.461	0.289
6	0.296	0.399	0.290	0.484	0.336
7	0.298	0.408	0.290	0.500	0.378
8	0.300	0.415	0.290	0.512	0.413
20	0.305	0.435	0.291	0.547	0.568

La tabla indica que la elasticidad instantánea de la producción del País Vaso es 0.93%, elasticidad que va disminuyendo hasta situarse en el nivel de largo plazo de 0.31%. Por otro lado, la elasticidad instantánea del empleo del País Vasco es 0.73% y a largo plazo 0.44%.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España se observa que la elasticidad de la producción del resto de España es inferior a la de la producción del País Vasco de forma instantánea y muy similar a largo plazo: 0.29% (frente a 0.93%) la instantánea y 0.29% (frente a 0.30%) la de largo plazo. Por último, se observa que la elasticidad del empleo del resto de España es inferior a la del empleo del País Vasco, pero superior a largo plazo: 0.15% (frente a 0.30%) la del primer periodo, y 0.55% (frente a 0.31%) la de largo plazo.

Finalmente, se observa cierta complementariedad entre los capitales del País Vasco y del resto de España. La elasticidad del stock de capital del resto de España sobre el Stock de capital del País Vasco es positiva, 0.57%. Los aumentos del stock de capital del País Vasco llevan a aumentos futuros en el stock de capital de otras regiones.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 405 se presentan las respuestas de la producción del País Vasco (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo del País Vasco (en miles de personas), y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de la Comunidad.

Tabla 405: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	365.170	5.535	1000	1696.914	0.000	0.000
1	118.103	0.880	1000	1503.071	21.676	928.648
2	96.463	2.112	1000	1605.529	42.727	2088.269
3	104.175	2.534	1000	1674.634	54.968	3258.443
4	110.853	2.771	1000	1697.170	62.193	4356.470
5	114.118	2.912	1000	1702.432	66.867	5350.084
6	115.711	3.009	1000	1703.579	70.136	6228.960
7	116.657	3.080	1000	1704.173	72.513	6993.640
8	117.325	3.133	1000	1704.738	74.267	7650.436
20	119.302	3.284	1000	1706.780	79.337	10576.302

Como se aprecia en la tabla 405, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del País Vasco genera un aumento a largo plazo de la producción de la Comunidad de algo más de 119 millones de euros. De forma instantánea la inversión del stock de capital genera un aumento de aproximadamente 365 millones.

Además del efecto sobre la producción, la inversión en stock de capital tiene efectos sobre el empleo. En concreto, con una inversión de 1000 millones de euros, se generan a largo plazo en el País Vasco 3284 empleos. La respuesta inmediata es la creación de 5535 empleos, y luego crece de forma progresiva hasta alcanzar el nivel de largo plazo.

Si bien los efectos sobre la Comunidad son importantes, aún lo son más sobre el resto de España. Así, una inversión de 1000 millones en el capital del País Vasco genera un aumento a largo plazo de la producción del resto de España de algo más de 1700 millones de euros. Por otro lado, dicha inversión genera un aumento a corto plazo del empleo del resto de España de 21676 empleos, llegando a 79337 empleos en el largo plazo.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 406 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 406: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	3.512	2.220	0.000	2.805	3.585	1.000
1	2.988	5.153	0.512	4.054	6.397	1.945
2	4.160	6.373	0.888	4.652	7.709	2.799
3	4.830	6.828	1.208	4.869	8.317	3.564
4	5.091	7.059	1.469	4.958	8.677	4.240
5	5.197	7.225	1.672	5.012	8.940	4.827
6	5.257	7.357	1.827	5.054	9.144	5.330
7	5.303	7.462	1.944	5.088	9.303	5.756
8	5.339	7.543	2.033	5.114	9.424	6.111
20	5.454	7.789	2.305	5.196	9.795	7.568

Como se constata en la tabla 406, así como en el gráfico 427, un aumento permanente del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo de la producción del País Vasco del 5.45%. De forma instantánea la producción aumenta un 3.51%. Tras una caída en el crecimiento del primer periodo, el aumento de la produce crece de forma progresiva hasta su valor de largo plazo.

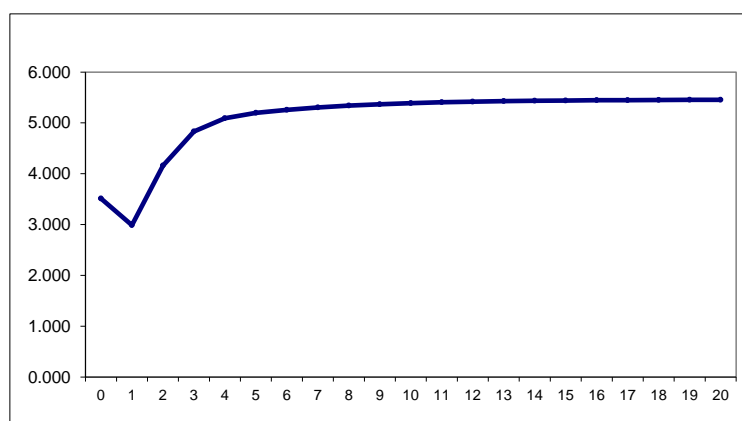


Gráfico 427: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

Como se observa en la tabla 406, así como en el gráfico 428, un aumento permanente del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo del empleo del País Vasco del 7.79%. Tras un aumento inicial del 2.22%, la respuesta del empleo crece de forma progresiva hasta su valor de largo plazo.

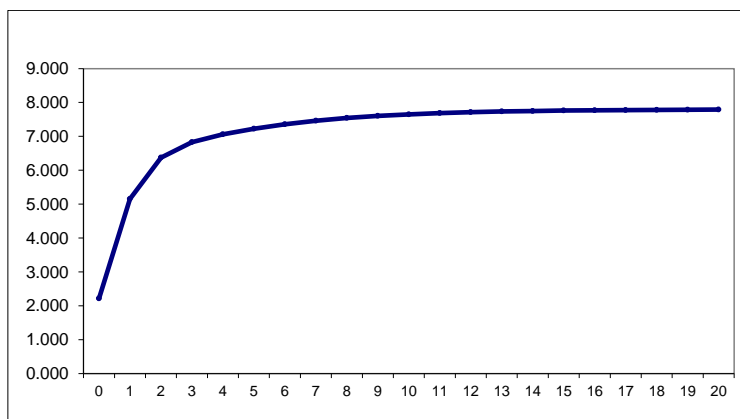


Gráfico 428: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Los aumentos del stock de capital del resto de España tienen efectos positivos sobre el nivel del stock de capital del País Vasco. Si bien se supone la ausencia de efectos instantáneos por motivos técnicos (de identificación econométrica), los efectos a largo plazo son significativos, de 2.30 puntos porcentuales, por lo que se concluye que ambos capitales son complementarios.

En cuanto a los efectos en el resto de España, un aumento del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 5.20% (tabla 406 y gráfico 429). Tras un aumento instantáneo del 2.81%, la reacción de la producción se incrementa de forma progresiva hasta alcanzar su nivel de largo plazo.

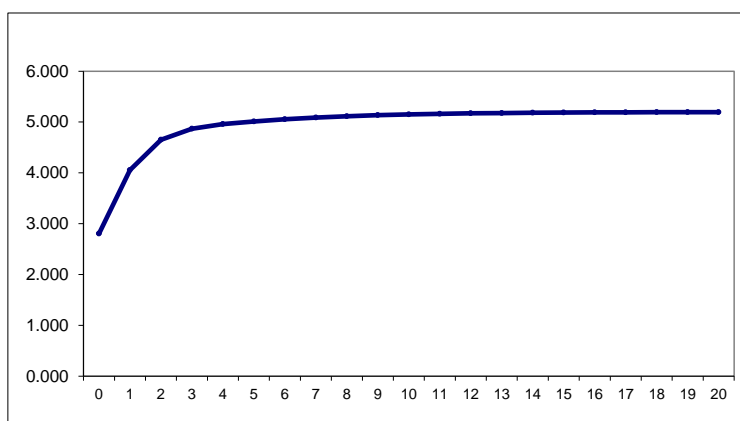
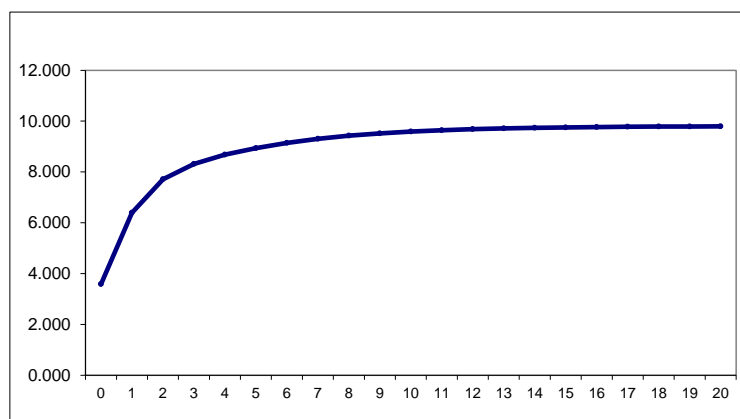


Gráfico 429: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también produce aumentos a largo plazo del empleo del resto de España (tabla 406 y gráfico 430). En concreto, el aumento del empleo a largo plazo se sitúa en el 9.80%, respuesta que sigue una senda muy similar a la de la producción.

Gráfico 430: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Como en el caso del shock en el stock de capital del País Vasco, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel, a largo plazo, que alcanza el stock de capital del resto de España es de un 7.57%, muy superior al 1%. Por este motivo se calculan, al igual que se hiciera en la sección anterior, las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España en la tabla 407.

Tabla 407: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	3.512	2.220	0.000	2.805	3.585
1	1.537	2.650	0.263	2.085	3.289
2	1.487	2.277	0.317	1.662	2.755
3	1.355	1.916	0.339	1.366	2.334
4	1.201	1.665	0.346	1.169	2.047
5	1.077	1.497	0.346	1.038	1.852
6	0.986	1.380	0.343	0.948	1.716
7	0.921	1.296	0.338	0.884	1.616
8	0.874	1.234	0.333	0.837	1.542
20	0.721	1.029	0.305	0.687	1.294

En la tabla 407 se muestra que la elasticidad instantánea de la producción del País Vasco es 3.51%, elasticidad que se va reduciendo de forma progresiva hasta alcanzar el valor de largo plazo (0.72%). El comportamiento de la elasticidad del empleo del País Vasco es similar, ya que la elasticidad instantánea se sitúa en el 2.22%, para disminuir hasta el 1.03%, su nivel de largo plazo.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, la elasticidad de la producción del resto de España es inferior a la observada para la producción del País Vasco: 2.80% (frente a 3.51%) de forma instantánea y 0.69% (frente a 0.72%) en el largo plazo. Finalmente, se observa que la elasticidad del empleo del resto de España es superior a la del empleo del País Vasco tanto de forma instantánea como en el largo plazo. En concreto, la elasticidad instantánea se sitúa en el 3.58% (frente al 2.22%) y en el largo plazo en el 1.29% (frente al 1.03%).

También se observa una complementariedad entre los capitales del País Vasco y del resto de España, ya que la elasticidad a largo plazo del capital del País Vasco es de un 0.30%.

Como en el caso del shock en el stock de capital del País Vasco, en la tabla 408 se presentan las respuestas de la producción del País Vasco (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo del País Vasco (en miles de personas), y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 408: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	74.216	0.905	0.000	889.823	28.087	1000
1	32.469	1.080	14.220	661.312	25.767	1000
2	31.411	0.928	17.129	527.319	21.579	1000
3	28.637	0.781	18.307	433.446	18.283	1000
4	25.374	0.679	18.711	370.953	16.033	1000
5	22.748	0.610	18.704	329.362	14.508	1000
6	20.842	0.563	18.508	300.800	13.439	1000
7	19.470	0.529	18.242	280.446	12.662	1000
8	18.462	0.503	17.968	265.491	12.080	1000
20	15.229	0.420	16.447	217.797	10.139	1000

Como se aprecia en la tabla 408, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España genera un aumento a largo plazo de la producción del País Vasco de algo más de 15 millones de euros. De forma instantánea, esta inversión genera un aumento de en torno a 74 millones de euros a partir del cual se produce un descenso el valor de largo plazo. La respuesta del empleo es cualitativamente similar, ya que de forma instantánea genera 905 empleos para reducirse hasta los 420 empleos generados en el largo plazo.

En el resto de España también genera aumentos de la producción y del empleo. En concreto, genera un aumento instantáneo de la producción de algo menos de 890 millones y de 218 millones en el largo plazo. En cuanto al empleo, la inversión anterior genera 28087 empleos de forma instantánea y 10139 empleos en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: País Vasco vs resto de España

En el gráfico 431 se representa la evolución de la productividad del trabajo del País Vasco y del resto de España. La evolución de ambas es bastante similar, ya que aumentan de forma constante durante todo el periodo constante, si bien la productividad del resto de España permanece más o menos estable a partir de mediados de los años 90.

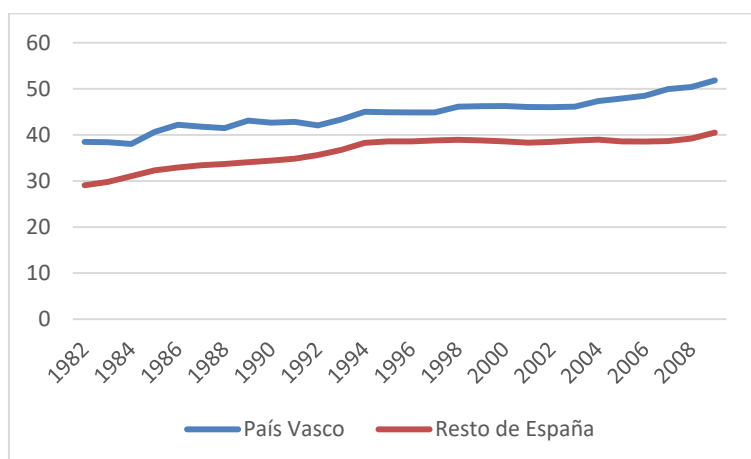


Gráfico 431: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 432 se representa el ratio de ambas productividades (la productividad relativa). En todos los periodos el ratio es superior a 1, indicando que la productividad del trabajo en el País Vasco es mayor que la del resto de España. Dicho ratio presenta un mínimo de 1.16 en 1997, punto de máxima proximidad entre las dos productividades. A partir de esa fecha crece, aunque nunca tanto como para alcanzar el nivel con el que comenzó la muestra.

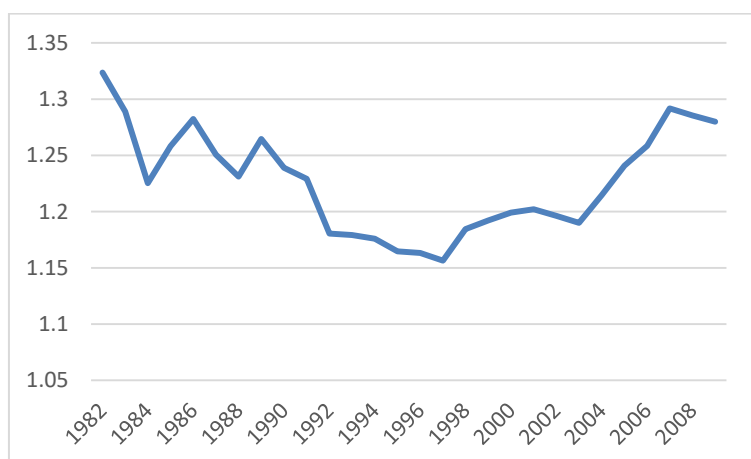


Gráfico 432: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 409 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del País Vasco sobre la productividad de la Comunidad, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 409: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	1.115	1.289	0.865
1	1.166	1.093	1.067
2	0.974	0.984	0.990
3	0.948	0.932	1.017
4	0.939	0.902	1.041
5	0.932	0.883	1.056
6	0.926	0.870	1.065
7	0.922	0.860	1.072
8	0.919	0.853	1.077
20	0.909	0.834	1.090

Como se observa en la tabla 409, un aumento del stock de capital del País Vasco aumenta la productividad del País Vasco hasta el primer periodo pero la empeora el resto del período considerado. De igual manera, el stock de capital mejora la productividad del resto de España hasta el primer periodo y la empeora en el resto de periodos. Debido a que, a partir del tercer periodo, la pérdida de productividad del País Vasco es menor que la pérdida experimentada por la productividad del trabajo en el resto de España, el efecto sobre la productividad relativa es positivo, indicando que el shock en el stock de capital del País Vasco distancia ambas productividades.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 410 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad del País Vasco, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 410: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	1.402	0.830	1.689
1	0.695	0.719	0.966
2	0.759	0.709	1.070
3	0.808	0.710	1.138
4	0.826	0.712	1.160
5	0.832	0.715	1.164
6	0.834	0.717	1.163
7	0.837	0.720	1.162
8	0.839	0.723	1.161
20	0.848	0.735	1.154

Como se aprecia en la tabla 410, un aumento del stock de capital del resto de España mejora la productividad del País Vasco de forma instantánea, pero la empeora a partir del primer periodo. Además, dicho aumento empeora la productividad del resto de España en todos los periodos considerados. Debido a que, a partir del segundo periodo, la pérdida de productividad del País Vasco es mayor que la del resto de España, el efecto sobre la productividad relativa es positivo.

IV.15.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock en el capital del País Vasco y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 411: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		K_{ct}		Y_{et}		L_{et}		K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	Dtd	dtu	dtd	dtu	Dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	-0.09	2.18	-0.27	2.02	0.69	1.22	-0.07	1.13	0.00	0.00	0.00	0.00
1	0.04	1.29	-0.51	0.91	0.78	1.78	0.04	0.84	-0.29	0.82	-0.02	0.11
2	0.13	0.96	-0.02	1.09	0.84	2.11	-0.02	1.00	-0.29	1.27	-0.07	0.29
3	0.02	1.02	-0.07	1.27	0.84	2.38	-0.02	1.09	-0.13	1.67	-0.11	0.49
4	-0.02	1.11	0.00	1.56	0.82	2.58	-0.02	1.13	-0.02	1.91	-0.16	0.69
5	-0.02	1.18	0.00	1.64	0.80	2.73	-0.02	1.13	-0.02	2.07	-0.20	0.89
6	-0.02	1.20	-0.02	1.69	0.78	2.82	-0.02	1.16	-0.02	2.11	-0.22	1.07
7	-0.02	1.20	-0.02	1.71	0.78	2.89	-0.02	1.16	-0.02	2.13	-0.27	1.22
8	-0.02	1.22	-0.02	1.71	0.78	2.91	-0.02	1.18	-0.02	2.13	-0.29	1.38
20	-0.02	1.24	-0.02	1.78	0.78	2.96	-0.02	1.18	-0.02	2.22	-0.56	2.73

Tabla 412: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

	Y_{ct}		L_{ct}		K_{ct}		Y_{et}		L_{et}		K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	Dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	2.15	4.73	0.80	3.39	0.00	0.00	1.15	3.85	1.85	5.02	0.59	1.27
1	1.37	4.20	2.12	7.20	0.07	0.90	1.56	4.93	3.00	8.61	1.10	2.51
2	1.66	5.00	2.59	7.68	0.05	1.44	1.56	5.32	3.29	9.95	1.51	3.66
3	1.66	5.41	2.54	8.24	-0.29	1.71	1.66	5.61	3.29	10.39	1.85	4.80
4	1.73	5.73	2.61	8.46	-0.66	1.88	1.73	5.68	3.32	10.63	2.17	5.90
5	1.83	5.85	2.63	8.59	-0.88	1.98	1.76	5.71	3.29	10.73	2.37	6.90
6	1.83	5.98	2.63	8.41	-0.98	2.07	1.76	5.61	3.29	10.59	2.49	7.83
7	1.83	5.93	2.63	8.39	-1.00	2.15	1.76	5.59	3.29	10.56	2.54	8.73
8	1.83	5.90	2.63	8.39	-0.98	2.20	1.76	5.61	3.29	10.59	2.56	9.71
20	1.83	5.90	2.63	8.44	-0.90	2.24	1.76	5.63	3.29	10.61	2.66	21.44

IV.16. Comunidad de La Rioja

IV.16.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \ln Y_{ct}$

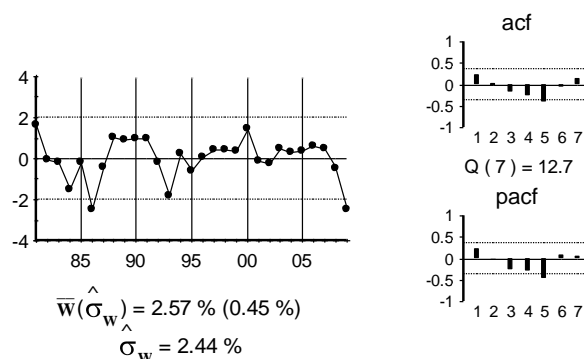


Gráfico 433: Gráfico de y_{ct}

La serie de producción de la Comunidad es un paseo aleatorio sin constante. La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$y_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF sin retardos, ya que la serie original es un paseo aleatorio.

Tabla 413: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor p-ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
0	-3.57	0.01	-3.69	-2.97	-2.62
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$

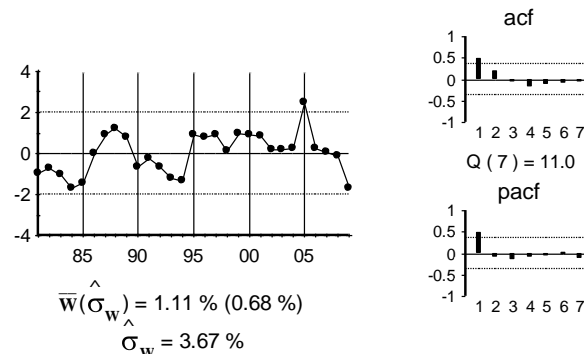


Gráfico 434: Gráfico de l_{ct}

El modelo univariante observado de la serie temporal es:

$$(1 - 0.582 B)l_{ct} = \hat{a}_t$$

(0.163)

Y los residuos de dicha estimación:

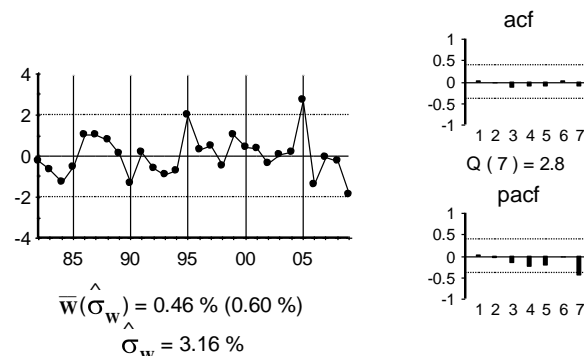


Gráfico 435: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 414: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-2.52	0.12	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Aunque la tabla anterior no rechaza la existencia de raíz unitaria para la serie $l_{ct} = \nabla \ln L_{ct}$, se concluye que la misma es estacionaria por dos motivos: en primer lugar, el valor del ADF con $p=0$ es -2.67, significativo a un nivel de significatividad del 10% y; en segundo lugar, partimos del supuesto, *a priori*, de que la producción y el empleo de una misma CA tienen el mismo orden de integración, ya que, de no ser así, las respuestas de una variable ante movimientos en la otra no serían creíbles.

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \text{Ln}K_{ct}$

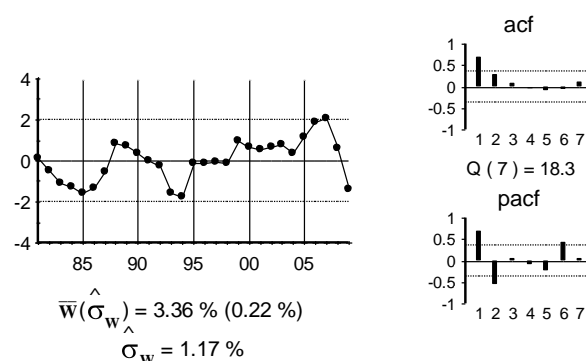


Gráfico 436: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \text{Ln}K_{ct}$

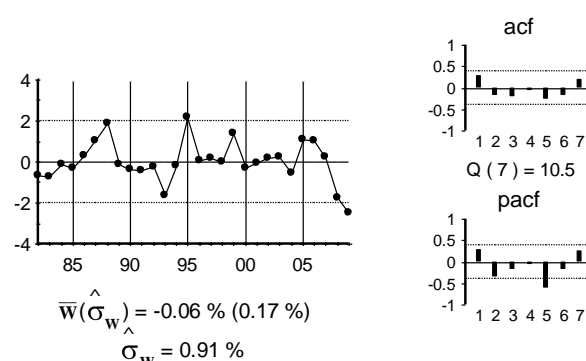


Gráfico 437: Gráfico de ∇k_{ct}

La segunda diferencia del stock de capital de Murcia es un paseo aleatorio sin constante, es decir:

$$\nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie tiene una raíz unitaria.

Tabla 415: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-3.00	0.05	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

El contraste ADF indica que la serie $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$ es estacionaria, sin embargo, el comportamiento deambulatorio de la misma, y no encontrar un parámetro MA estadísticamente significativo y cercano a la unidad en $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \ln K_{ct}$, indica que la serie no está sobrediferenciada y, por lo tanto, concluimos que $\ln K_{ct} \sim I(2)$.

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \ln Y_{et}$

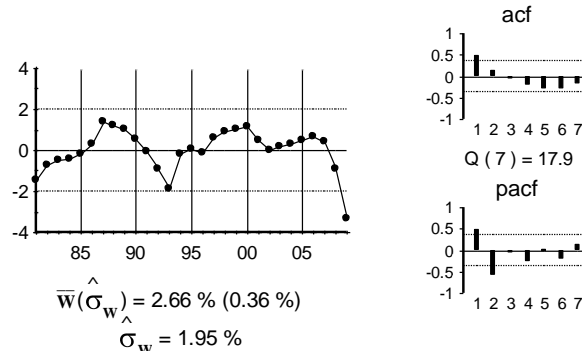


Gráfico 438: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \ln Y_{et}$

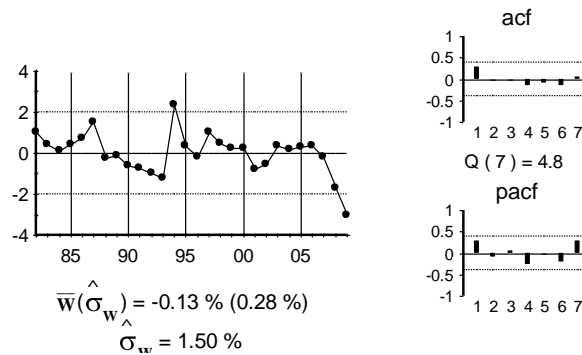


Gráfico 439: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.44 B) \nabla y_{et} = \hat{a}_t$$

(0.22)

Y los residuos de dicha estimación:

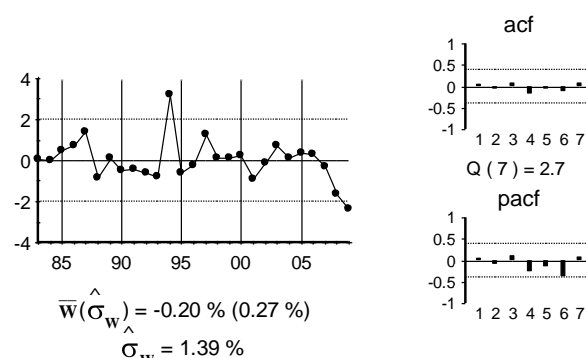


Gráfico 440: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria, y sigue un autorregresivo 1.

Tabla 416: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.77	0.39	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

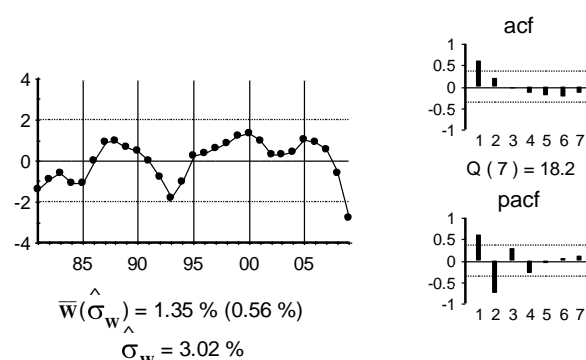


Gráfico 441: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \text{Ln} L_{et}$

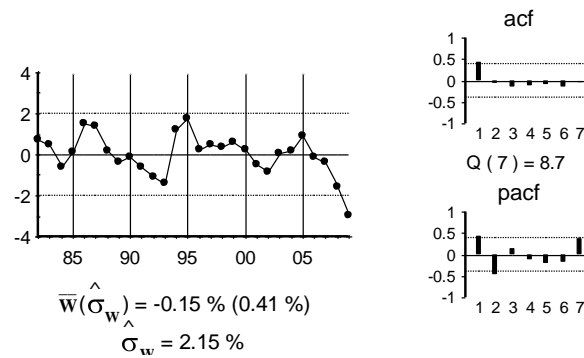


Gráfico 442: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.80B + 0.50B^2) \nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

(0.21) (0.23)

Y los residuos de dicha estimación:

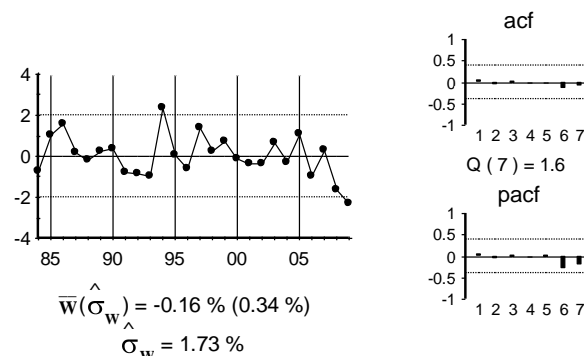


Gráfico 443: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria, y sigue un autorregresivo de orden 2.

Tabla 417: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.41	0.15	-3.72	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

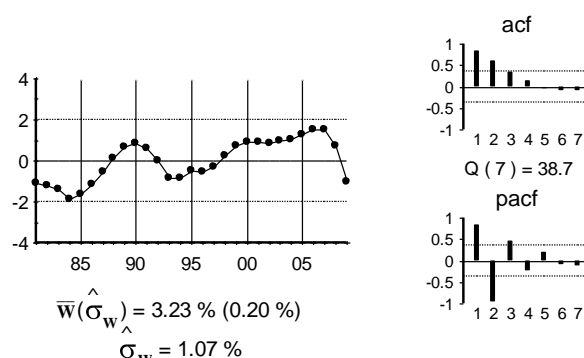


Gráfico 444: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \ln K_{et}$

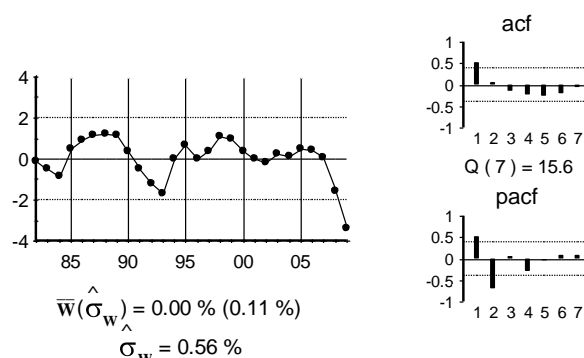


Gráfico 445: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 1.26B + 0.71B^2) \nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

(0.21) (0.22)

Y los residuos de dicha estimación:

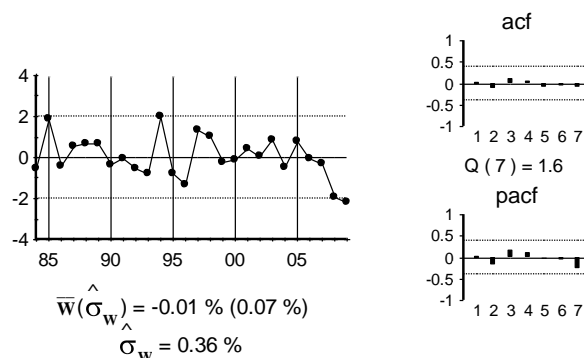


Gráfico 446: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria, y sigue un autorregresivo 2.

Tabla 418: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.62	0.10	-3.72	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.16.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 419: Método de Engle y Granger - CA

	p=0	p=1	p=2
Y_{ct}	-2.57	-2.47	-2.16
L_{ct}	-1.41	-1.48	-1.18
k_{ct}	-1.56	-2.90	-2.01

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

Los resultados de la tabla indican que no hay ninguna relación de cointegración entre las variables de la CA. Para confirmar el resultado anterior, en la tabla siguiente se lleva a cabo el contraste de Johansen.

Tabla 420: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas Y_{ct}, L_{ct} y k_{ct}				
H_0 :Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna	45.59	0.0004	35.87	0.0002
como mucho 1	9.72	0.30	7.51	0.43
como mucho 2	2.21	0.14	2.21	0.14
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica la presencia de una relación de cointegración. Dicha relación se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{ct} = Y_{ct} - 4.88 L_{ct} + 91.38 k_{ct}$$

(0.66) (11.58)

Y el gráfico de dicha relación se presenta a continuación:

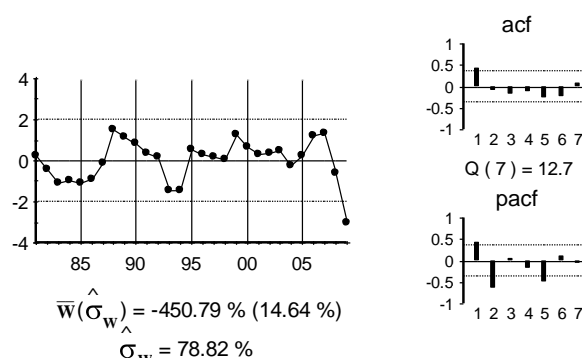


Gráfico 447: Gráfico de $\hat{\zeta}_{ct}$

Aunque el método de Engle y Granger indica que no hay ninguna relación de cointegración, el contraste de Johansen dice que sí que la hay, por lo que se estima el modelo con dicha relación. La estimación de los parámetros de ajuste de dicha relación no es significativa, por lo que se concluye que dicha relación no debe estar en el modelo y, por lo tanto, no existen relaciones de cointegración entre las variables de la CA.

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinado que no existen relaciones de cointegración entre las variables de la CA, se buscan relaciones de cointegración en las variables del resto de España.

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 421: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-4.04	-3.56	-2.53
l_{et}	-3.92	-3.64	-2.61
k_{et}	-2.56	-2.65	-2.22

Valores críticos de Philips y Ouliaris 95% -3.76 y 90% -3.44

La tabla anterior muestra dos relaciones de cointegración, una entre y_{et} y el resto de variables, y otra entre l_{et} y el resto de variables.

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto, excluyéndolas una a una. Dicha tabla indica que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{et} no.

Tabla 422: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.70	-1.07	-1.00
k_{et}	-2.59	-1.85	-1.11
k_{et}^*	-3.21	-2.28	-1.56

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{et} con el resto, excluyéndolas una a una. Los resultados indican que la variable y_{et} debe estar en la relación de cointegración pero la variable k_{et} no.

Tabla 423: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de l_{et}

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-2.63	-2.12	-1.43
k_{et}	-0.72	-1.98	-0.95

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

Por lo tanto se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.020 + 0.532l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.001) (0.049)

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

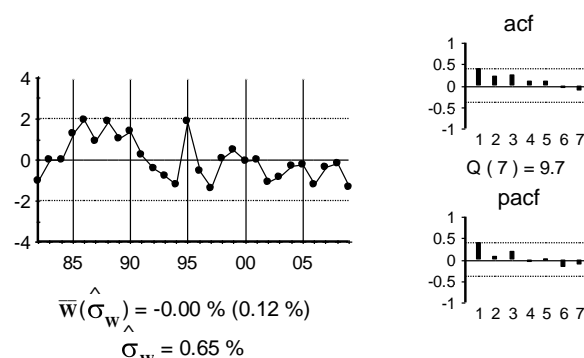


Gráfico 448: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 424: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et} , l_{et} y k_{et}				
H ₀ :Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	19.20	0.07	16.52	0.04
como mucho 1	2.67	0.64	2.67	0.64
Contraste sin constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - 0.02 - 0.541l_{et}$$

(0.001) (0.054)

Esta relación se presenta en el gráfico siguiente:

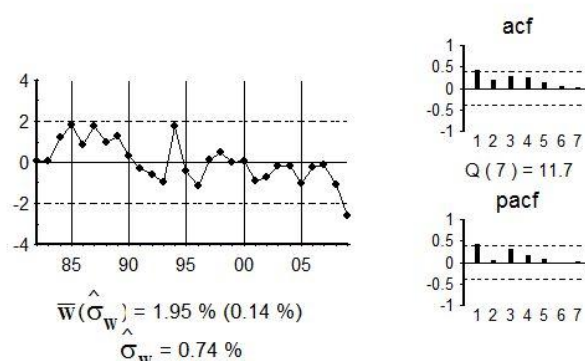


Gráfico 449: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

El método de Johansen lleva a la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger, tiene una interpretación económica clara, y, por lo tanto, se concluye que dicha relación de cointegración existe.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y por lo tanto:

$$ecm1_t = y_{et} - 0.02 - 0.541l_{et}$$

(0.001) (0.054)

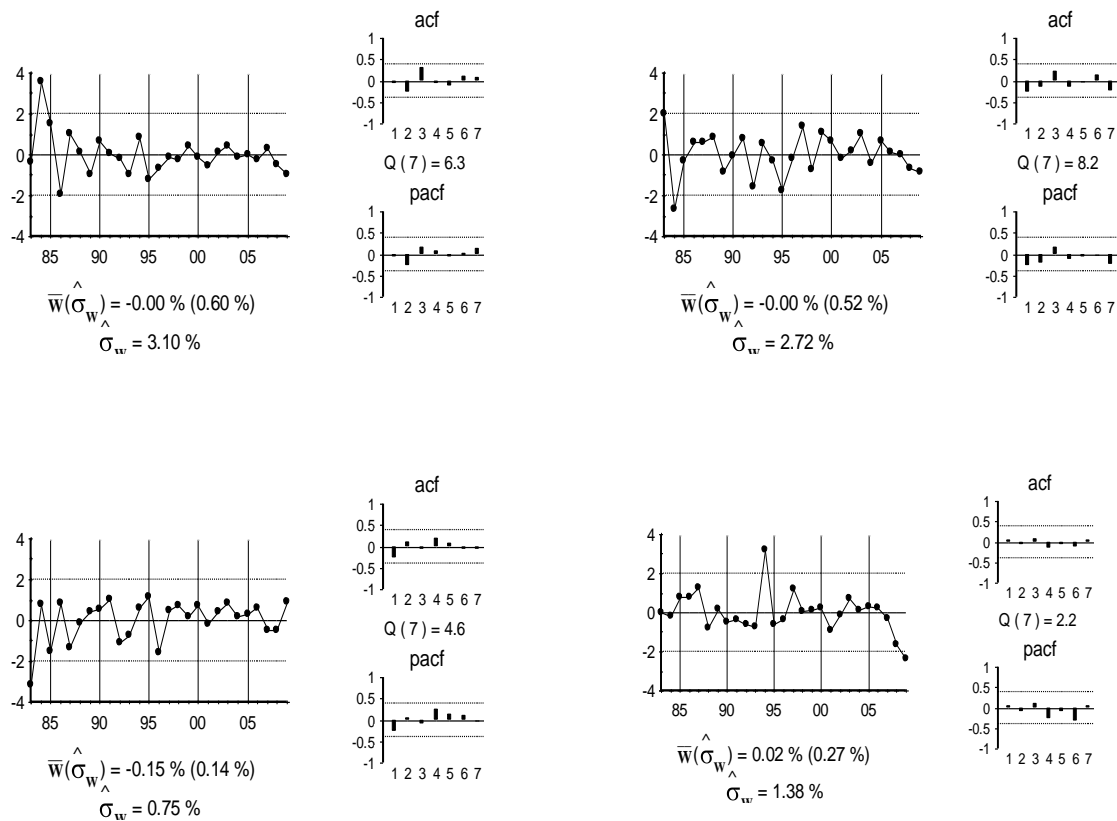
IV.16.3. Modelo multivariante

Con la relación de cointegración obtenida por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados se presentan en la tabla siguiente.

Tabla 425: Resultados del modelo multivariante

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.029 (0.006)	0.010 (0.005)	0	0	0	0
$ecm1_t$	0	0	0	-0.114 (0.049)	0	0
y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	0.265 (0.137)	0.336 (0.127)	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	2.069 (0.496)	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0	1.150 (0.407)	0	0.491 (0.211)	1.115 (0.256)	0.299 (0.068)
∇l_{et-1}	0.518 (0.310)	0	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	0	0.668 (0.307)	0	0	0

Los residuos y la FCC se presentan en los gráficos siguientes.



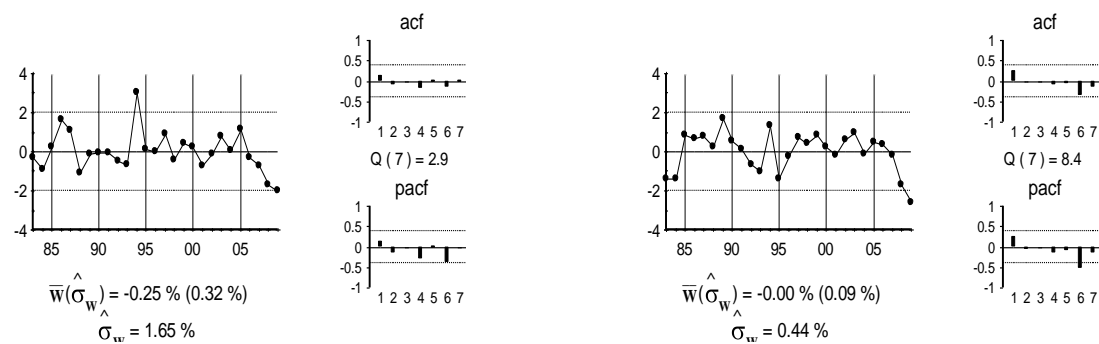


Gráfico 450: Gráfico de los residuos

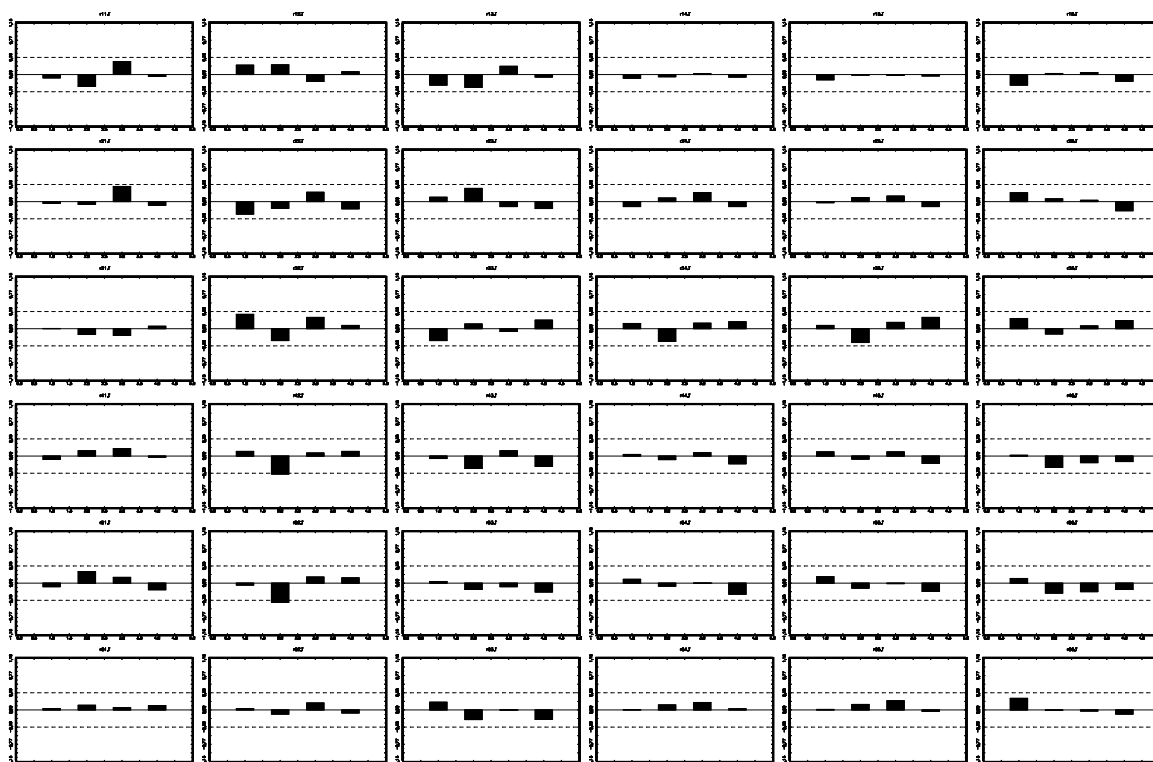


Gráfico 451: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la tabla siguiente.

Tabla 426: Correlaciones instantáneas

1.00	0.47	0.27	0.59	0.44	0.52
0.47	1.00	0.34	0.49	0.44	0.51
0.27	0.34	1.00	0.39	0.34	0.42
0.59	0.49	0.39	1.00	0.89	0.72
0.44	0.44	0.34	0.89	1.00	0.69
0.52	0.51	0.42	0.72	0.69	1.00
0.05	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

La tabla indica que solamente son significativas las correlaciones del capital del resto de España sobre la producción y el empleo del resto de España. Dichas correlaciones se modelizan según los supuestos del modelo teórico.

Con dichos supuestos se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 427: Matriz V

1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	-2.11
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	-2.27
0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	-2.57
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la siguiente tabla.

Tabla 428: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	-0.29	-0.04	0.30	-0.01	0.12
-0.29	1.00	-0.34	0.02	0.10	0.00
-0.04	-0.34	1.00	-0.14	0.01	0.18
0.30	0.02	-0.14	1.00	0.84	-0.01
-0.01	0.10	0.01	0.84	1.00	-0.01
0.12	0.00	0.18	-0.01	-0.01	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 429: Resultados del modelo estructural

	y_{ct}	l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.029	0.01	0	0	0	0
$ecm1_t$	0	0	0	-0.114	0	0
y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
l_{ct-1}	0.265	0.336	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	2.069	0	0	0	0
∇y_{et-1}	0	0.518	0	-0.189	0.347	0.299
∇l_{et-1}	0.518	0	0	0	0	0
∇k_{et-1}	0	0	0.668	0	0	0
∇k_{ct}	0	0	0	0	0	0
∇k_{et}	0	2.114	0	2.273	2.568	0

IV.16.4. Función de respuesta al impulso

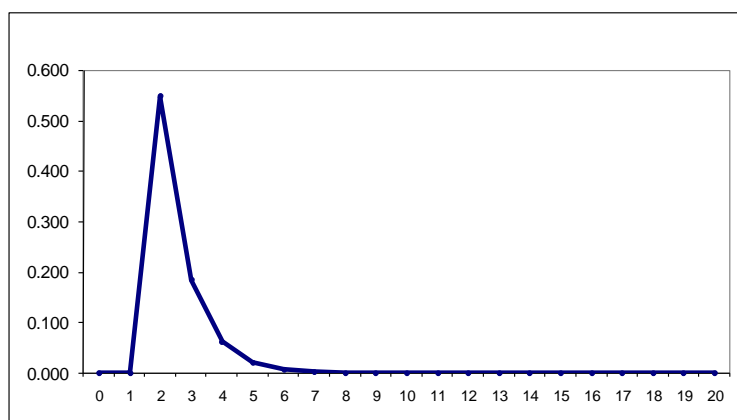
Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de La Rioja

En la tabla 430 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de La Rioja. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 430: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
1	0.000	2.069	1.000	0.000	0.000	0.000
2	0.548	0.695	1.000	0.000	0.000	0.000
3	0.184	0.234	1.000	0.000	0.000	0.000
4	0.062	0.078	1.000	0.000	0.000	0.000
5	0.021	0.026	1.000	0.000	0.000	0.000
6	0.007	0.009	1.000	0.000	0.000	0.000
7	0.002	0.003	1.000	0.000	0.000	0.000
8	0.001	0.001	1.000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000

Como se observa en la tabla 430, así como en los gráficos 452 y 453, un aumento permanente del 1% en el stock de capital de La Rioja aumenta la producción y el empleo a corto plazo, pero no tiene ningún efecto en el largo plazo. La producción no reacciona ni de forma instantánea ni en el primer periodo, pero en el segundo periodo aumenta un 0.55% ,decreciendo de forma progresiva en los periodos siguientes hasta hacerse cero en el séptimo periodo. De forma instantánea el empleo tampoco reacciona, pero en el primer periodo aumenta un 2.07%. A partir de ese momento, la respuesta del empleo se va reduciendo hasta agotarse en el sexto periodo.

**Gráfico 452: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}**

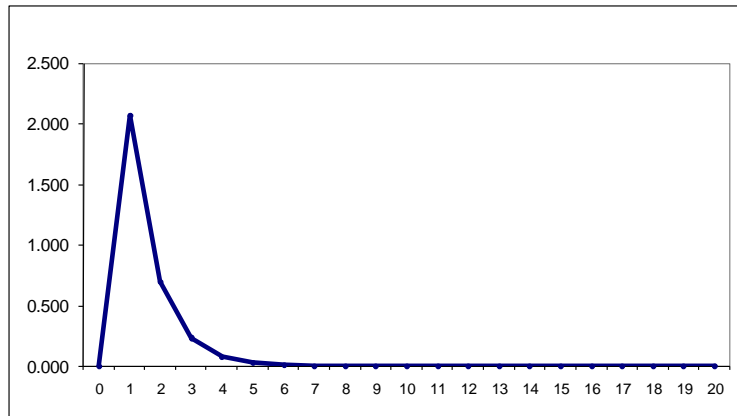


Gráfico 453 : Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

En cuanto a los efectos del capital de La Rioja sobre el resto de España (tabla 430), un aumento permanente del stock de capital de La Rioja no tiene ningún tipo de efecto sobre la producción y/o el empleo del resto de España.

Como el nivel del stock de capital permanece constante, un 1% sobre el stock de capital inicial, ya que en esta CA no se producen relaciones de retroalimentación entre dicho stock y el resto de variables, las respuestas de las variables son exactamente las elasticidades, y ,por lo tanto, se concluye que la elasticidad de la producción de La Rioja a corto plazo es 0.559% y 0% a largo plazo, y la elasticidad del empleo de La Rioja a corto plazo es 2.07% y 0% a largo plazo. Finalmente, las elasticidades de la producción y el empleo del resto de España son 0% , tanto a corto como a largo plazo.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 431 se presentan las respuestas de la producción de La Rioja (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de La Rioja (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de La Rioja.

Tabla 431: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	1000	0.000	0.000	0.000
1	0.000	15.686	1000	0.000	0.000	0.000
2	175.412	5.270	1000	0.000	0.000	0.000
3	58.938	1.771	1000	0.000	0.000	0.000
4	19.803	0.595	1000	0.000	0.000	0.000
5	6.654	0.200	1000	0.000	0.000	0.000
6	2.236	0.067	1000	0.000	0.000	0.000
7	0.751	0.023	1000	0.000	0.000	0.000
8	0.252	0.008	1000	0.000	0.000	0.000
20	0.000	0.000	1000	0.000	0.000	0.000

Como se aprecia en la tabla 431, un aumento de 1000 millones en el stock de capital de La Rioja genera un aumento de la producción de La Rioja en el segundo periodo de algo más de 175 millones de euros. A partir de ese momento, el efecto se hace menor hasta desaparecer en el séptimo periodo. Además, dicha inversión también tiene efectos a corto plazo sobre el empleo. En concreto, con una inversión de 1000 millones de euros, se crean en el primer periodo 15686 empleos en La Rioja. De nuevo, a partir de ese momento, el número de empleos generados se reduce de forma progresiva hasta el sexto periodo, momento en el que prácticamente no se generan empleos.

Por su parte, los efectos fuera de la Comunidad no son significativos, ya que la inversión en el capital de La Rioja no genera en el resto de España ni un euro ni un empleo, ni a corto ni a largo plazo.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 432 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 432: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	0.000	2.273	2.568	1.000
1	1.330	2.614	0.668	3.288	5.102	1.680
2	2.005	3.427	1.122	3.725	6.234	1.983
3	1.494	2.594	1.325	3.899	6.722	2.114
4	0.940	1.491	1.412	3.954	6.916	2.166
5	0.496	0.745	1.447	3.956	6.977	2.182
6	0.229	0.324	1.458	3.935	6.979	2.183
7	0.087	0.108	1.458	3.906	6.956	2.177
8	0.017	0.004	1.454	3.875	6.924	2.168
20	-0.016	-0.043	1.448	3.844	6.889	2.159

Como se constata en la tabla 432, así como en los gráficos 454 y 455, un aumento permanente del stock de capital del resto de España no tiene efectos a largo plazo en La Rioja. De forma instantánea, la producción no reacciona, para crecer un 1.33% en el primer periodo. Tras un aumento del 2.01% en el segundo periodo, el efecto sobre la producción se reduce progresivamente hasta anularse en el noveno periodo.

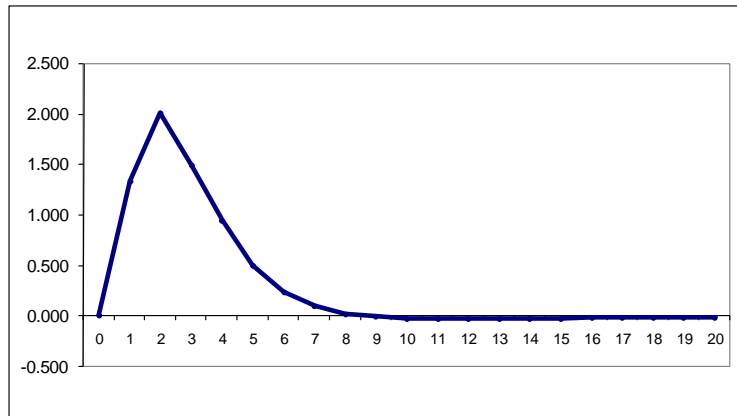


Gráfico 454: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

Por su parte, como se puede apreciar en el gráfico 455, el empleo no reacciona de forma instantánea, pero en el primer periodo aumenta hasta situarse en un 2.61%. En el segundo periodo el aumento del empleo se sitúa en el 3.43%, momento a partir del cual empieza a decrecer de forma progresiva hasta su agotamiento en el octavo periodo.

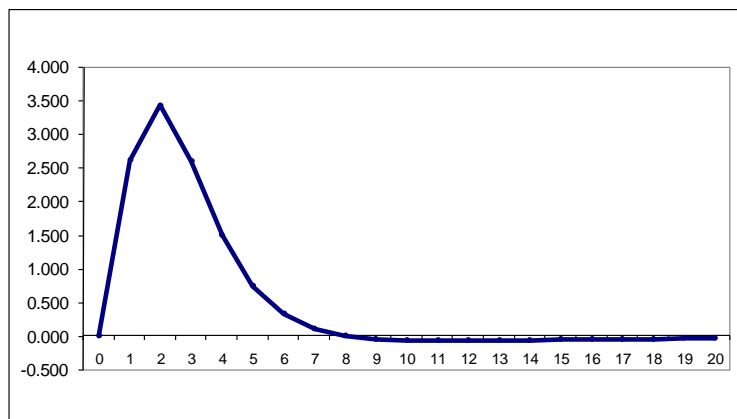


Gráfico 455: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{et}

Los aumentos del stock de capital del resto de España tienen efectos positivos sobre el nivel del stock de capital de La Rioja. Si bien se supone la ausencia de efectos instantáneos por motivos técnicos (de identificación econométrica), los efectos a largo plazo son significativos, de 1.45 puntos porcentuales, por lo que ambos capitales son complementarios.

En cuanto a los efectos en el resto de España, un aumento del stock de capital del resto de España produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 3.84% (tabla 432 y gráfico 456), efecto que, prácticamente, se genera en tan solo tres periodos.

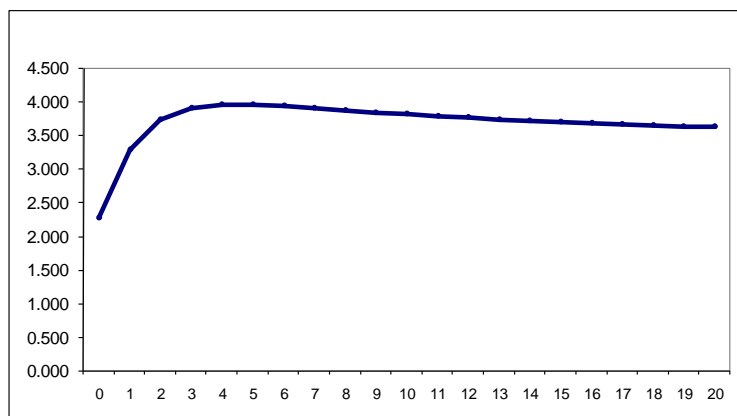


Gráfico 456: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también aumenta a largo plazo el empleo del resto de España (tabla 432 y gráfico 457). En concreto, el aumento del empleo a largo plazo se sitúa en el 6.89%, respuesta igual de rápida que la obtenida en la producción.

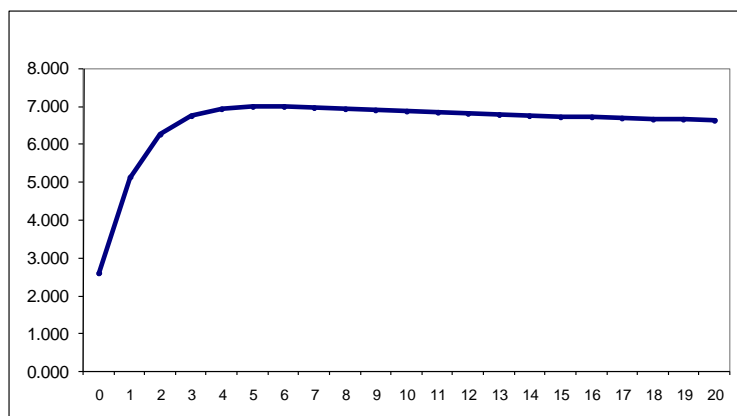


Gráfico 457: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

A diferencia del caso del shock en el stock de capital de La Rioja, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel, a largo plazo, que alcanza el stock de capital del resto de España es de un 2.16%, superior al 1%. Por este motivo, se calculan en la tabla 433 las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España.

Tabla 433: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	0.000	0.000	0.000	2.273	2.568
1	0.792	1.556	0.398	1.957	3.038
2	1.011	1.728	0.566	1.879	3.144
3	0.707	1.227	0.627	1.845	3.180
4	0.434	0.688	0.652	1.826	3.193

5	0.227	0.341	0.663	1.813	3.197
6	0.105	0.149	0.668	1.803	3.197
7	0.040	0.050	0.670	1.795	3.196
8	0.008	0.002	0.671	1.787	3.194
20	-0.007	-0.020	0.671	1.781	3.191

Según la tabla 433, la elasticidad a corto plazo de la producción de La Rioja es 1.01%, elasticidad que va decreciendo de forma progresiva hasta el 0% de largo plazo. El comportamiento de la elasticidad del empleo de La Rioja es similar, ya que la elasticidad del primer periodo se sitúa en el 1.56%, y decrece de forma progresiva hasta situarse en el 0% en el largo plazo.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, la elasticidad de la producción del resto de España es superior a la observada para la producción de La Rioja, tanto a corto como a largo plazo, de 2.27% de forma instantánea y 1.78% en el largo plazo. En cuanto al empleo, la elasticidad a corto plazo del empleo del resto de España es también superior a la del empleo de La Rioja, ya que la elasticidad instantánea se sitúa en el 2.57% (frente al 1.56%), y la elasticidad de largo plazo se sitúa en el 3.19% (frente al 0%).

A diferencia de lo ocurrido en el capital de La Rioja, existe una complementariedad entre los capitales de La Rioja y del resto de España, ya que la elasticidad a largo plazo del capital de La Rioja es de un 0.67%.

Como en el caso del shock en el stock de capital de La Rioja, en la tabla 434 se presentan las respuestas de la producción de La Rioja (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de La Rioja (en miles de personas) y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 434: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.000	0.000	0.000	729.641	20.085	1000
1	1.948	0.091	3.057	628.427	23.759	1000
2	2.487	0.101	4.349	603.110	24.586	1000
3	1.739	0.072	4.817	592.195	24.870	1000
4	1.068	0.040	5.012	586.082	24.973	1000
5	0.559	0.020	5.096	581.961	25.004	1000
6	0.258	0.009	5.134	578.790	25.005	1000
7	0.098	0.003	5.149	576.134	24.994	1000
8	0.019	0.000	5.155	573.800	24.977	1000
20	-0.022	-0.001	5.145	557.263	24.814	1000

Como se aprecia en la tabla 434, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España no genera efectos a largo plazo en la producción y/o en el empleo de La Rioja. Dicha inversión genera tan solo en torno a 2 millones de euros de forma instantánea, cantidad que va decreciendo hasta el quinto periodo, momento en el que se agota la respuesta. La respuesta del empleo es cualitativamente similar, ya que en el primer periodo se crean 91 empleos, y decrece de forma progresiva hasta agotarse la respuesta en el sexto periodo y, por lo tanto, creando cero empleos a largo plazo.

En el resto de España también aumenta la producción y el empleo. En concreto, un aumento instantáneo de la producción de algo menos de 730 millones y de algo más de 557 millones en el largo plazo. En cuanto al empleo, la inversión anterior genera 20085 empleos de forma instantánea y 24814 en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: La Rioja vs resto de España

El gráfico 458 muestra la evolución de la productividad del trabajo de La Rioja y del resto de España durante el periodo muestral. Ambas productividades evolucionan casi a la par, aumentan de forma significativa hasta mediados de los años 90, momento a partir del cual prácticamente se estabilizan.

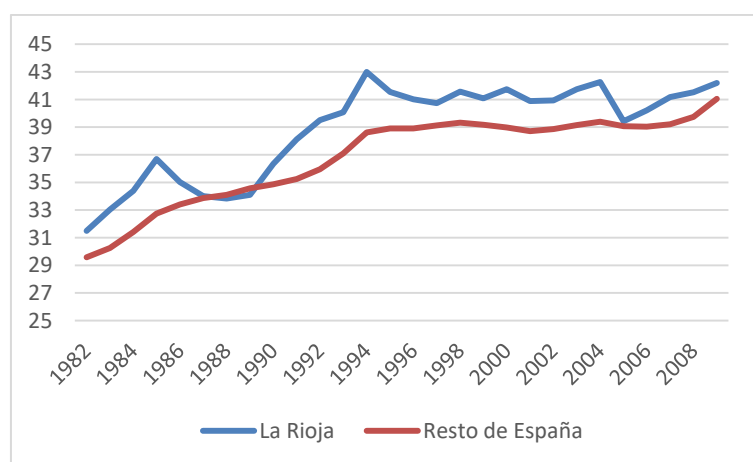


Gráfico 458: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 459 se representa el ratio de ambas productividades (la productividad relativa). Se observa que en casi todos los periodos el ratio es superior a la unidad, salvo en 1988, indicando que la productividad del trabajo en La Rioja es mayor que la del resto de España.

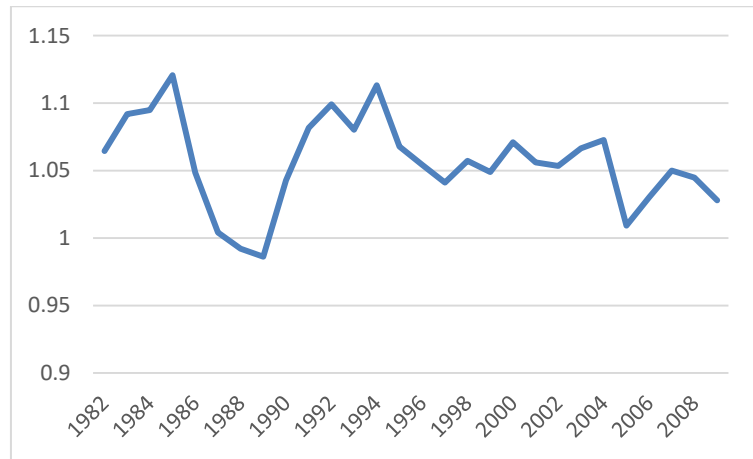


Gráfico 459: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 435 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de La Rioja sobre la productividad de La Rioja, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 435: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	1.000	1.000	1.000
1	0.326	1.000	0.326
2	0.913	1.000	0.913
3	0.960	1.000	0.960
4	0.985	1.000	0.985
5	0.995	1.000	0.995
6	0.998	1.000	0.998
7	0.999	1.000	0.999
8	1.000	1.000	1.000
20	1.000	1.000	1.000

Como se aprecia en la tabla 435, un aumento del stock de capital de La Rioja no afecta a la productividad de La Rioja de forma instantánea ni en el largo plazo, pero la empeora en los primeros periodos. Además, dicho stock no afecta a la productividad del resto de España en ningún periodo. Por lo tanto, debido a el stock de capital de La Rioja solo afecta negativamente a la productividad de la Rioja, éste afecta negativamente a la productividad relativa y, por lo tanto, ayuda a reducir la distancia entre La Rioja y el resto de España en el corto plazo.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 436 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de La Rioja, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 436: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	1.000	0.917	1.090
1	0.701	0.732	0.957
2	0.737	0.695	1.061
3	0.766	0.681	1.126
4	0.849	0.674	1.260
5	0.915	0.670	1.365
6	0.962	0.668	1.441
7	0.991	0.666	1.488
8	1.006	0.665	1.514
20	1.013	0.663	1.527

Como se observa en la tabla 436, un aumento del stock de capital del resto de España empeora la productividad de La Rioja a partir del primer periodo. Además, el stock de capital empeora, todavía más, la productividad del resto de España en todos los periodos. Debido a que la pérdida de productividad de La Rioja es menor que la del resto de España, se concluye que el efecto del capital del resto de España sobre la productividad relativa es positivo, aumentando la distancia entre La Rioja y el resto de España.

IV.16.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock en el capital de La Rioja y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 437: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.66	1.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1	0.00	0.00	0.50	4.75	0.66	1.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.05	1.73	0.70	7.34	0.66	1.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	0.05	2.48	0.82	8.82	0.66	1.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	0.05	2.98	0.89	9.77	0.66	1.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	0.07	3.23	0.93	10.80	0.66	1.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	0.07	3.39	0.95	11.30	0.66	1.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
7	0.07	3.55	0.95	11.57	0.66	1.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8	0.07	3.64	0.95	11.75	0.66	1.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20	0.07	3.80	0.98	12.05	0.66	1.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabla 438: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

	Y_{ct}		L_{ct}		∇K_{ct}		∇Y_{et}		∇L_{et}		∇K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	0.00	0.00	-1.16	5.20	0.00	0.00	1.09	3.57	1.14	3.89	0.70	1.25
1	-0.14	4.05	-0.11	10.68	0.07	1.09	1.50	5.52	2.36	8.27	1.16	2.41
2	0.75	8.73	1.11	16.27	0.11	1.91	1.50	6.80	2.50	10.70	1.25	3.07
3	1.07	12.07	2.27	21.73	0.11	2.20	1.50	7.50	2.48	12.43	1.25	3.50
4	1.20	14.68	2.75	26.48	0.11	2.39	1.48	8.27	2.48	13.73	1.25	3.86
5	1.25	17.14	3.00	30.32	0.11	2.57	1.45	8.73	2.45	15.05	1.23	4.27
6	1.30	19.20	3.07	32.98	0.11	2.66	1.45	8.93	2.41	15.91	1.23	4.50
7	1.32	20.64	3.02	35.59	0.11	2.75	1.43	9.18	2.36	16.30	1.23	4.50
8	1.32	21.41	2.98	37.57	0.11	2.93	1.41	9.23	2.34	16.41	1.20	4.48
20	1.23	22.70	2.73	39.45	0.11	2.93	1.27	9.41	2.30	16.86	1.20	4.52

IV.17. Comunidad Valenciana

IV.17.1. Análisis univariante y órdenes de integración

Producción de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{ct} = \nabla \text{Ln} Y_{ct}$

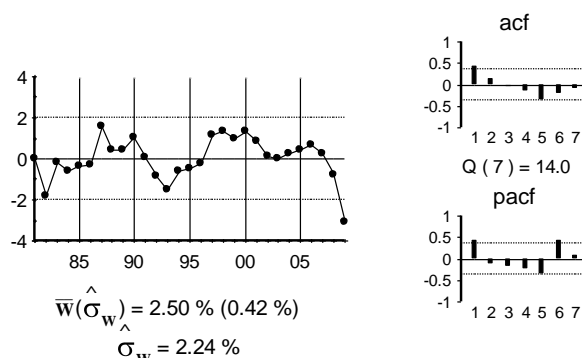


Gráfico 460: Gráfico de y_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{ct} = \nabla^2 \text{Ln} Y_{ct}$

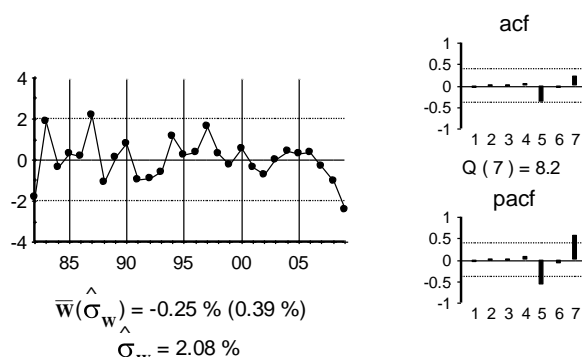


Gráfico 461: Gráfico de ∇y_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$\nabla y_{ct} = \hat{a}_t$$

Por último, se presenta el contraste ADF con un retardo, ya que la serie original tiene una raíz unitaria.

Tabla 439: Contraste ADF para la serie y_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-1.93	0.31	-3.70	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{ct} = \nabla \text{Ln}L_{ct}$

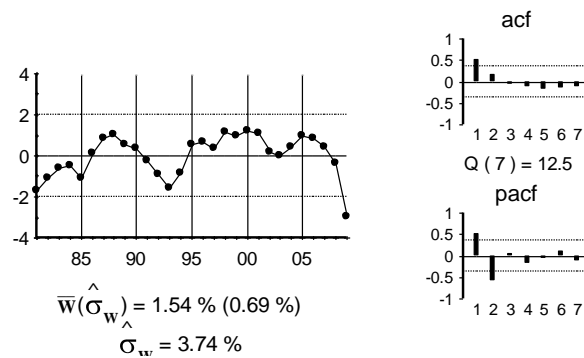


Gráfico 462: Gráfico de l_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{ct} = \nabla^2 \text{Ln}L_{ct}$

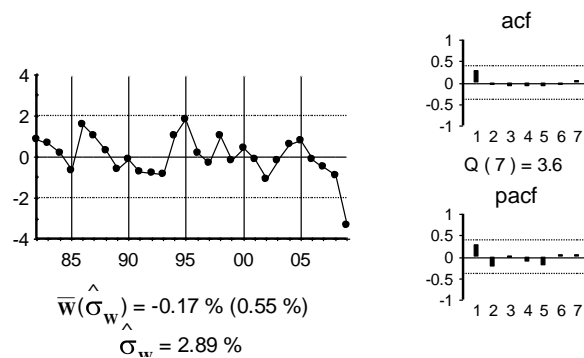


Gráfico 463: Gráfico de ∇l_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.46B) \nabla l_{ct} = \hat{a}_t$$

(0.24)

Y los residuos de dicha estimación:

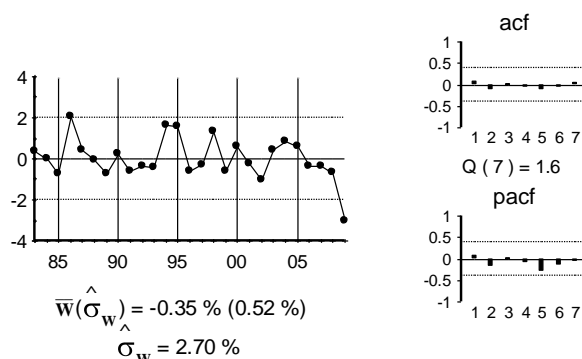


Gráfico 464: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 440: Contraste ADF para la serie l_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.71	0.41	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital de la Comunidad

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{ct} = \nabla \ln K_{ct}$

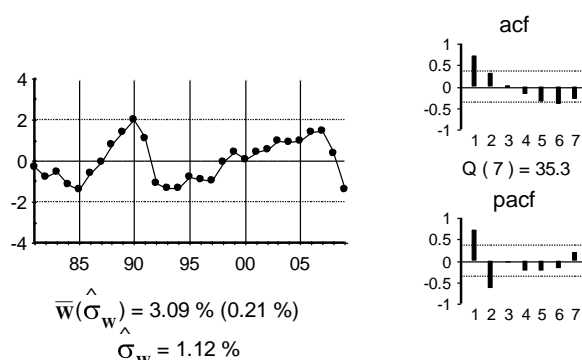


Gráfico 465: Gráfico de k_{ct}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{ct} = \nabla^2 \text{Ln} K_{ct}$

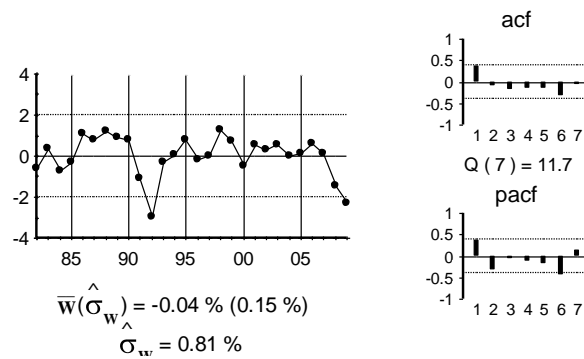


Gráfico 466: Gráfico de ∇k_{ct}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior, que en este caso es un paseo aleatorio sin constante y por lo tanto no tiene parámetros estimados.

$$(1 - 0.46 B) \nabla k_{ct} = \hat{a}_t$$

(0.20)

Y los residuos de dicha estimación:

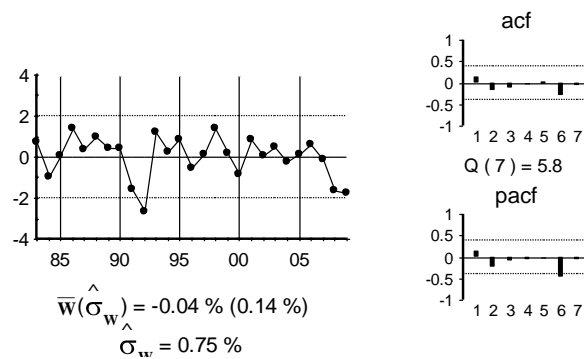


Gráfico 467: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 441: Contraste ADF para la serie k_{ct}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-2.56	0.11	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Producción del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $y_{et} = \nabla \text{Ln} Y_{et}$

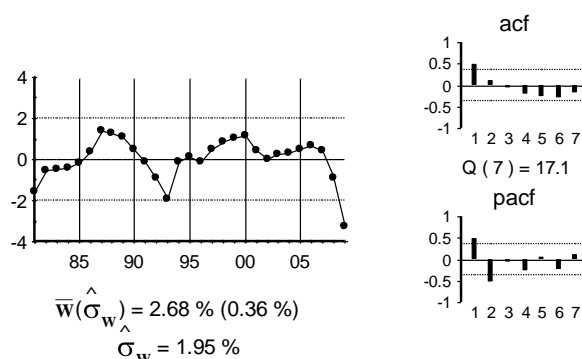


Gráfico 468: Gráfico de y_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla y_{et} = \nabla^2 \text{Ln} Y_{et}$

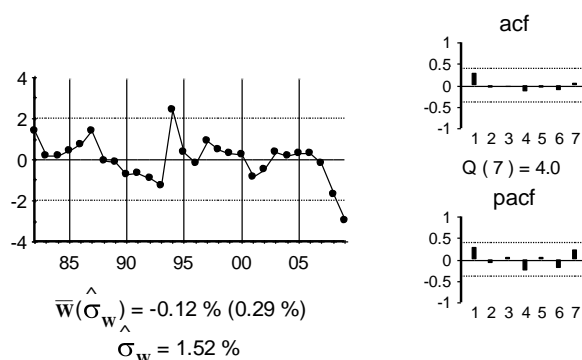


Gráfico 469: Gráfico de ∇y_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - 0.41B) \nabla y_{et} = \hat{a}_t$$

(0.22)

Y los residuos de dicha estimación:

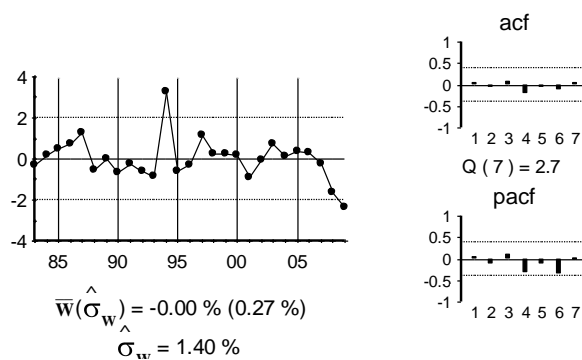


Gráfico 470: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 2 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 1.

Tabla 442: Contraste ADF para la serie y_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
2	-1.85	0.35	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Empleo del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $l_{et} = \nabla \ln L_{et}$

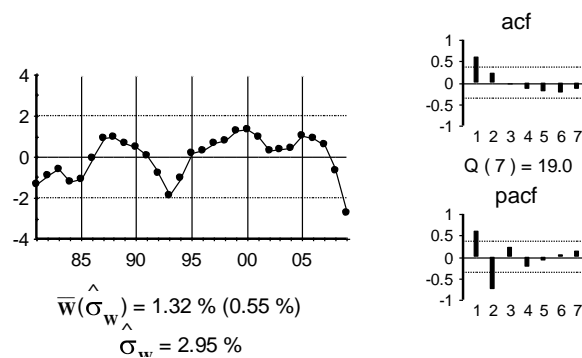


Gráfico 471: Gráfico de l_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla l_{et} = \nabla^2 \ln L_{et}$

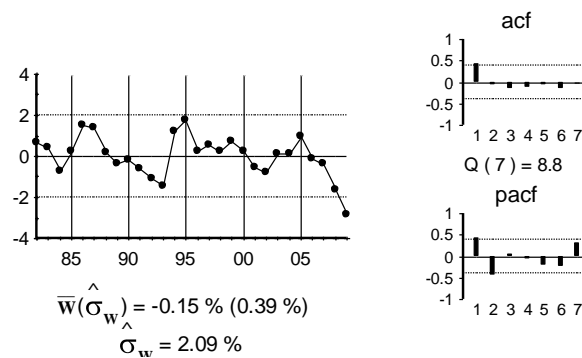


Gráfico 472: Gráfico de ∇l_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - \underset{(0.21)}{0.77B} + \underset{(0.23)}{0.45B^2}) \nabla l_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

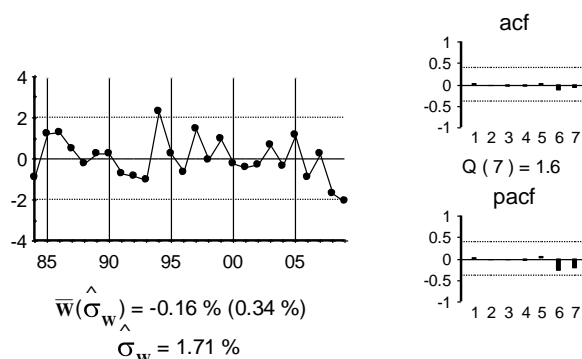


Gráfico 473: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 2.

Tabla 443: Contraste ADF para la serie l_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.47	0.13	-3.72	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

Stock de capital del resto de España

El gráfico de la primera diferencia del logaritmo de la serie, $k_{et} = \nabla \ln K_{et}$

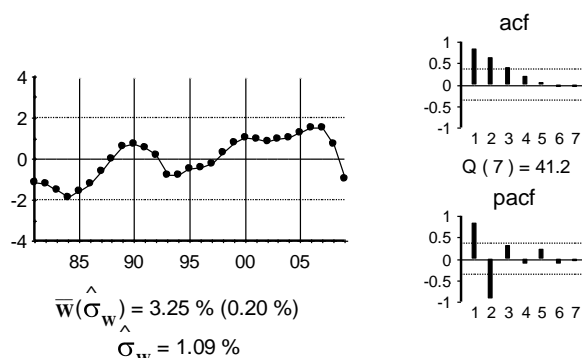


Gráfico 474: Gráfico de k_{et}

El gráfico de la segunda diferencia del logaritmo de la serie, $\nabla k_{et} = \nabla^2 \text{Ln} K_{et}$

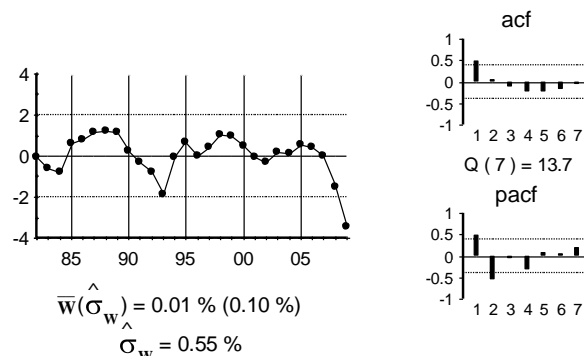


Gráfico 475: Gráfico de ∇k_{et}

La estimación del modelo univariante observado en el gráfico anterior:

$$(1 - \underset{(0.22)}{1.13}B + \underset{(0.24)}{0.57}B^2)\nabla k_{et} = \hat{a}_t$$

Y los residuos de dicha estimación:

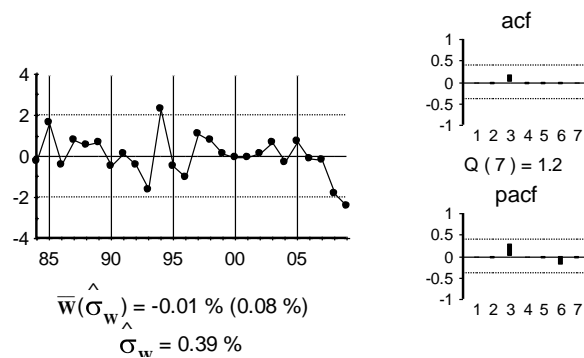


Gráfico 476: Gráfico de \hat{a}_t

Por último, se presenta el contraste ADF con 3 retardos, ya que la serie original tiene una raíz unitaria y sigue un autorregresivo de orden 2.

Tabla 444: Contraste ADF para la serie k_{et}

Retardos	Contraste ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
3	-2.51	0.12	-3.72	-2.99	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Contraste realizado con constante pero sin tendencia					

IV.17.2. Relaciones de cointegración

Relaciones de cointegración en la CA

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto.

Tabla 445: Método de Engle y Granger - CA

	p=0	p=1	p=2
y_{ct}	-6.97	-3.11	-2.42
l_{ct}	-6.73	-3.33	-3.24
k_{ct}	-1.83	-2.37	-2.27

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

El método de Engle y Granger indica que hay una relación de cointegración entre la tasa de crecimiento de la producción y el resto de variables, así como entre la tasa de crecimiento del empleo y el resto de variables.

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{ct} con el resto, excluyéndolas una a una.

Tabla 446: Método de Engle y Granger – CA – a partir de y_{ct}

	p=0	p=1	p=2
l_{ct}	-2.08	-1.33	-1.02
k_{ct}	-7.20	-3.34	-2.79

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

La tabla anterior indica que la variable l_{ct} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{ct} no debe estar.

La tabla siguiente muestra el ADF de los residuos de la regresión de la variable l_{ct} con el resto, excluyendo las variables una a una.

Tabla 447: Método de Engle y Granger – CA – a partir de l_{ct}

	p=0	p=1	p=2
y_{ct}	-1.75	-1.58	-1.43
k_{ct}	-7.12	-3.50	-3.30

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

La tabla anterior indica que la variable y_{ct} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{ct} no.

Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{ct} y l_{ct} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{ct} = 0.017 + 0.51l_{ct} + \hat{\varepsilon}_{ct}$$

(0.003) (0.06)

Dicha relación se interpreta como una función de producción de la Comunidad, donde si aumenta la tasa a la que crece el empleo, aumenta la tasa de crecimiento de la producción.

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

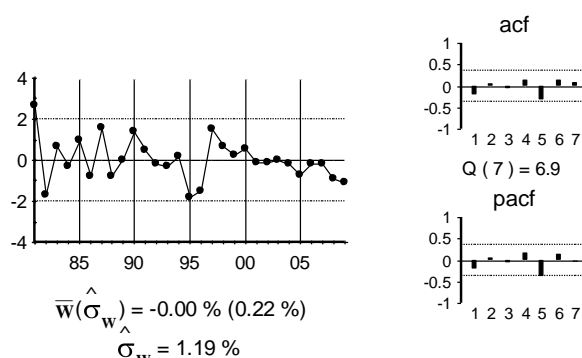


Gráfico 477: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{ct}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 448: Contraste de Johansen - CA

Cointegración – variables incluidas y_{ct} y l_{ct}				
H_0 :Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	35.28	0.000	33.99	0.000
como mucho 1	1.29	0.25	1.29	0.25
Contraste sin constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Se observa que dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{ct} = y_{ct} - 0.59l_{ct}$$

(0.05)

La relación obtenida se presenta en el gráfico siguiente:

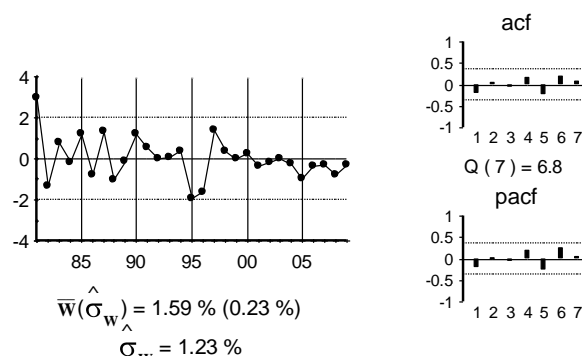


Gráfico 478: Gráfico de $\hat{\zeta}_{ct}$

Como es exactamente la misma relación de cointegración que la obtenida por el método de Engle y Granger, y además tiene una interpretación económica, se concluye que dicha relación es una relación de cointegración.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen, ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm1_t$ y por lo tanto:

$$ecm1_t = y_{ct} - 0.59l_{ct}$$

Relaciones de cointegración en el resto de España

Una vez determinada la relación de cointegración entre las variables de la Comunidad, se buscan relaciones de cointegración en las variables del resto de España.

En el cuadro siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de cada variable con el resto. La tabla muestra una relación de cointegración entre y_{et} y el resto de variables.

Tabla 449: Método de Engle y Granger – Resto de España

	p=0	p=1	p=2
y_{et}	-4.42	-3.58	-2.97
l_{et}	-4.15	-3.58	-3.98
k_{et}	-2.79	-2.80	-2.39

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.76 y 90% -3.44

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

En la tabla siguiente se presenta el ADF de los residuos de la regresión de la variable y_{et} con el resto, excluyéndolas una a una. La tabla indica que la variable l_{et} debe estar en la relación de cointegración, pero la variable k_{et} no debe estar.

Tabla 450: Método de Engle y Granger – Resto de España – a partir de y_{et}

	p=0	p=1	p=2
l_{et}	-0.85	-1.11	-1.08
k_{et}	-2.67	-1.80	-1.25

Valores críticos de Philips y Oularis 95% -3.36 y 90% -3.06

* En esta regresión no se incluye la observación del año 2009

Por lo tanto, se concluye que hay una relación de cointegración entre y_{et} y l_{et} . Dicha relación se estima por mínimos cuadrados ordinarios:

$$y_{et} = 0.019 + 0.61l_{et} + \hat{\varepsilon}_{et}$$

(0.002) (0.05)

Los residuos de dicha relación se presentan en el gráfico siguiente:

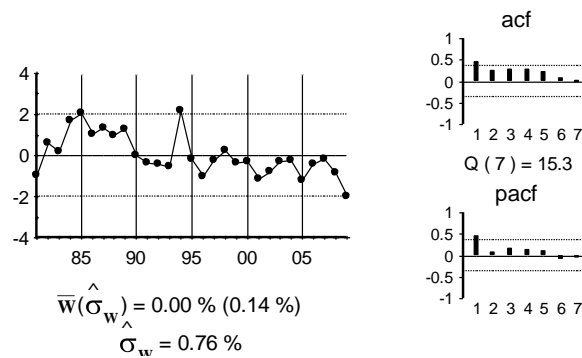


Gráfico 479: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{et}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste para determinar el número de relaciones de cointegración.

Tabla 451: Contraste de Johansen – Resto de España

Cointegración – variables incluidas y_{et} y l_{et} .				
H_0 : N° de relaciones	Estadístico Trazas	Trazas (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	20.32	0.01	17.54	0.01
como mucho 1	2.78	0.09	2.78	0.10
Contraste sin constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

Dicho contraste indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{et} = y_{et} - 0.52l_{et} \quad (0.06)$$

La relación obtenida se presenta en el gráfico siguiente:

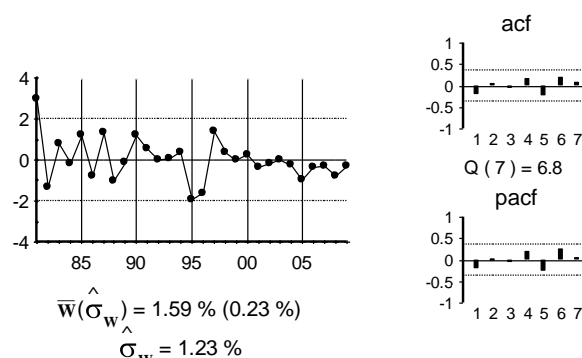


Gráfico 480: Gráfico de $\hat{\zeta}_{et}$

El método de Johansen lleva a la misma relación de cointegración que el método de Engle y Granger, tiene una interpretación económica clara, y, por lo tanto, se concluye que dicha relación de cointegración existe.

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración obtenida con el método de Johansen ya que dicha estimación es más eficiente. Dicha relación se denota por $ecm2_t$ y por lo tanto:

$$ecm2_t = y_{et} - 0.52l_{et}$$

Relaciones de cointegración entre España y la CA

Se buscan relaciones de cointegración entre las variables de la CA y el resto de España. Así, en la ecuación siguiente se presenta la regresión de la producción de la Comunidad con el resto de España:

$$y_{ct} = 0.99 y_{et} + \hat{\varepsilon}_{yt} \quad (0.11)$$

El estadístico de Engle y Granger, para determinar la existencia de dicha relación de cointegración, se presenta en la tabla siguiente:

Tabla 452: Método de Engle y Granger – Conjunto - Producción

$\hat{\varepsilon}_{yt}$	p=0	p=1	p=2
ADF	-7.23	-3.52	-2.61

Philips y Oularis -3.36 (95%) y -3.96 (99%)

El gráfico de dichos residuos se presenta en el gráfico siguiente:

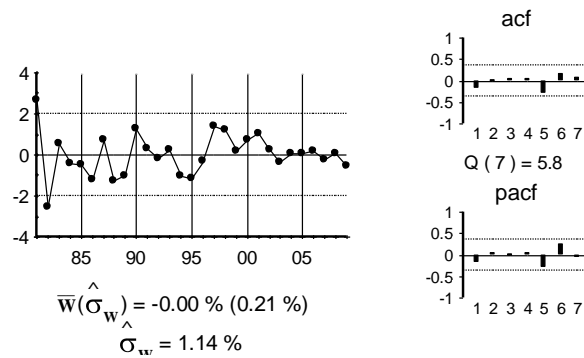


Gráfico 481: Gráfico de $\hat{\varepsilon}_{yt}$

Para confirmar que dicha relación existe, se lleva a cabo el contraste de Johansen. En la tabla siguiente se presenta el resultado del contraste.

Tabla 453: Contraste de Johansen – Conjunto - Producción

Cointegración – variables incluidas y_{ct} y_{et}				
H_0 : Nº de relaciones	Estadístico Traza	Traza (p-valor)	Estadístico Max Autovalor	Max. Auto (p-valor)
Ninguna*	37.48	0.00	36.15	0.00
como mucho 1	1.33	0.25	1.33	0.25
Contraste con constante en la relación de cointegración y VEC (0). Datos utilizados: 1982-2009				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95% de confianza				

El contraste de Johansen indica la existencia de una relación de cointegración. La relación obtenida se presenta en la ecuación siguiente:

$$\hat{\zeta}_{yt} = y_{ct} - 1.22 y_{et} \quad (0.09)$$

La relación obtenida se presenta en el gráfico siguiente:

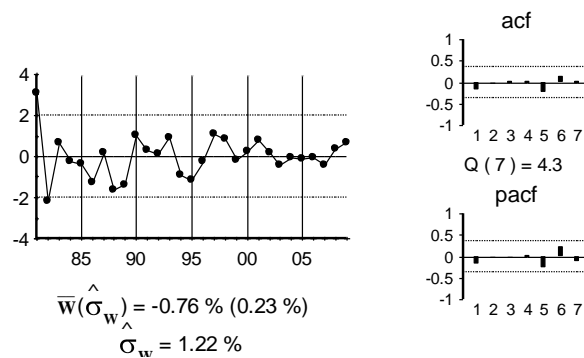


Gráfico 482: Gráfico de $\hat{\zeta}_{yt}$

Para el modelo multivariante se utiliza la relación de cointegración entre y_{ct} y y_{et} obtenida con el método de Johansen. Dicha relación se denota por $ecm3_t$ y se tiene:

$$ecm3_t = y_{ct} - 1.22y_{et}$$

También se encuentra una relación de cointegración entre l_{ct} y l_{et} , pero se comprueba que es una combinación lineal de las anteriores. Se buscan otras relaciones de cointegración, pero no se encuentra ninguna más.

IV.17.3. Modelo multivariante

Con las tres relaciones de cointegración obtenidas por el método de Johansen se especifica y estima un modelo multivariante VEC (1). Dicho modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados se presentan en la tabla siguiente:

Tabla 454: Resultados del modelo multivariante

	∇y_{ct}	∇l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	-0.011 (0.002)	-0.029 (0.006)	0	0	-0.018 (0.005)	-0.005 (0.002)
$ecm1_{t-1}$	0	1.25 (0.22)	0	0	0	0
$ecm2_{t-1}$	0	0	0	0	0.75 (0.25)	0.23 (0.08)
$ecm3_{t-1}$	-1.02 (0.20)	-0.81 (0.26)	0	0.22 (0.12)	0	0
∇y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇l_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	0	0	0.27 (0.16)	0.52 (0.17)	0.36 (0.20)	0.29 (0.08)
∇y_{et-1}	0	0	0.31 (0.09)	0.37 (0.10)	0	0
∇l_{et-1}	0	0.83 (0.14)	0	0	0.41 (0.11)	0
∇k_{et-1}	0	0	0	0	0	0.31 (0.15)

El gráfico de los residuos y de la FCC se presentan a continuación.

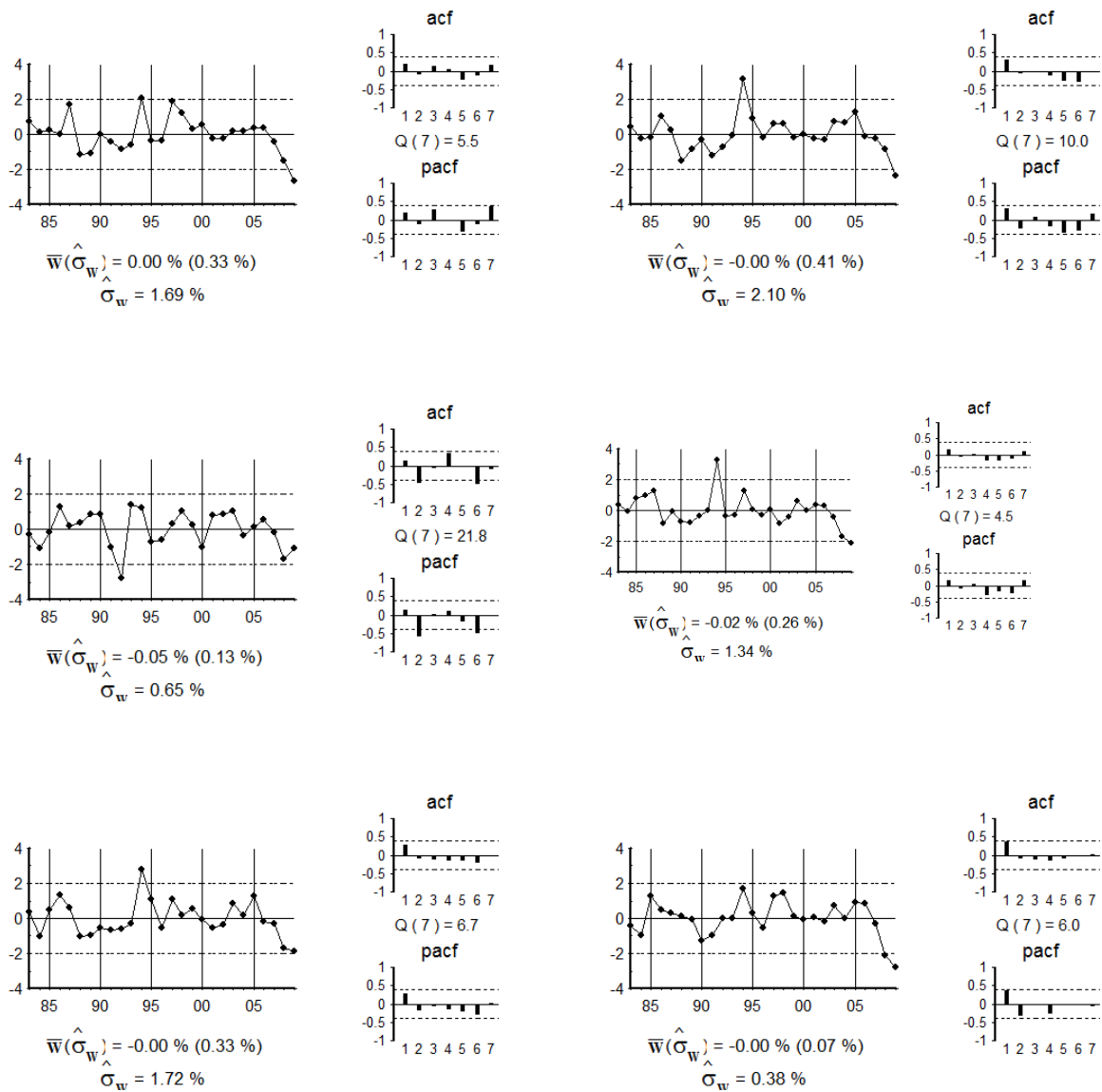


Gráfico 483: Gráfico de los residuos

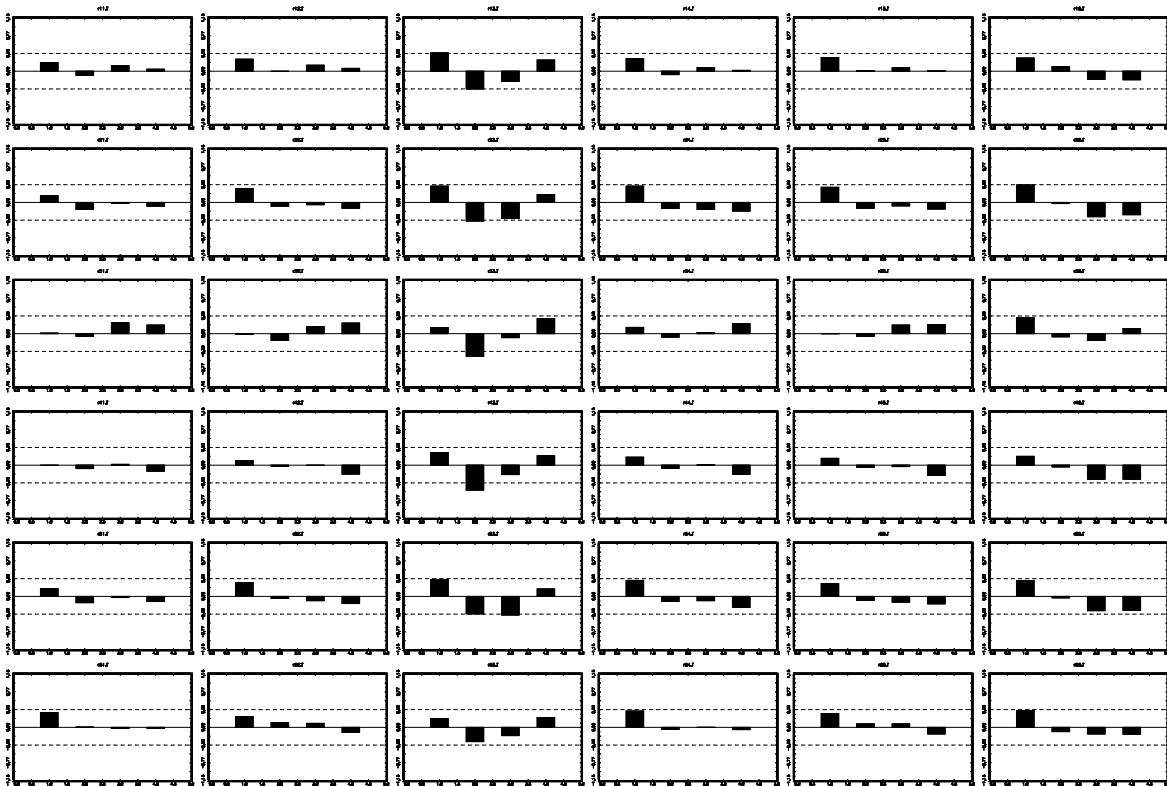


Gráfico 484: Gráfico de la FCC

La matriz de correlaciones residuales instantáneas se presenta en la tabla siguiente.

Tabla 455: Correlaciones instantáneas

1.00	0.77	0.38	0.84	0.77	0.74
0.77	1.00	0.42	0.84	0.92	0.71
0.38	0.42	1.00	0.45	0.44	0.50
0.84	0.84	0.45	1.00	0.87	0.79
0.77	0.92	0.44	0.87	1.00	0.78
0.74	0.71	0.50	0.79	0.78	1.00

La tabla indica que hay correlaciones grandes entre los capitales y el resto de variables. Dichas correlaciones se modelizan según los supuestos del modelo teórico. Con dichos supuestos se estima la matriz V con la que ortogonalizar el modelo.

Tabla 456: Matriz V

1.00	0.00	-0.03	0.00	0.00	-3.26
0.00	1.00	-0.29	0.00	0.00	-3.66
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	-2.79
0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	-3.53
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00

Las correlaciones instantáneas del modelo ortogonalizado se presentan en la siguiente tabla.

Tabla 457: Correlaciones instantáneas – Modelo ortogonalizado

1.00	0.53	0.00	0.63	0.47	0.00
0.53	1.00	0.00	0.64	0.83	0.00
0.00	0.00	1.00	0.08	0.07	0.50
0.63	0.64	0.08	1.00	0.65	0.00
0.47	0.83	0.07	0.65	1.00	0.00
0.00	0.00	0.50	0.00	0.00	1.00

Por último, premultiplicando al modelo VEC por la matriz V se obtiene el modelo estructural.

Tabla 458: Resultados del modelo estructural

	∇y_{ct}	∇l_{ct}	∇k_{ct}	∇y_{et}	∇l_{et}	∇k_{et}
μ	0.01	-0.01	0	0.01	-0.0004	-0.01
$ecm1_{t-1}$	0	1.26	0	0	0	0
$ecm2_{t-1}$	-0.74	-0.83	0	-0.63	-0.04	0.23
$ecm3_{t-1}$	-1.02	-0.81	0	0.22	0	0
∇y_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇l_{ct-1}	0	0	0	0	0	0
∇k_{ct-1}	-0.97	-1.15	0.27	-0.30	-0.68	0.29
∇y_{et-1}	-0.01	-0.09	0.31	0.38	0	0
∇l_{et-1}	0	0.83	0	0	0.41	0
∇k_{et-1}	-1.03	-1.15	0	-0.88	-1.11	0.32
∇k_{ct}	0.03	0.29	0	0	0	0
∇k_{et}	3.26	3.66	0	2.79	3.53	0

IV.17.4. Función de respuesta al impulso

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital de Valencia

En la tabla 459 se presentan las respuestas, en puntos porcentuales, para 0, 1, 2,..., 8 y 20 periodos hacia delante, de las variables ante un aumento permanente, de un punto porcentual, en el stock de capital de Valencia. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 459: Respuesta de las variables ante el shock en K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.031	0.292	1.000	0.000	0.000	0.000
1	-0.001	0.089	1.268	0.525	0.360	0.294
2	0.653	0.843	1.503	0.717	0.857	0.542
3	0.879	1.631	1.625	0.861	1.347	0.750
4	1.054	2.072	1.702	0.940	1.711	0.888
5	1.149	2.237	1.748	0.989	1.924	0.965
6	1.208	2.246	1.775	1.018	2.018	1.001
7	1.242	2.204	1.791	1.035	2.042	1.013
8	1.263	2.168	1.801	1.045	2.037	1.015
20	1.294	2.193	1.815	1.061	2.040	1.024

Como se observa en la tabla 459, así como en el gráfico 485, un aumento permanente del stock de capital de Valencia produce un aumento a largo plazo de la producción, el empleo y el stock de capital de Valencia, del 1.29%, 2.19% y 1.81%, respectivamente.

De forma instantánea la producción no reacciona, para luego crecer de forma progresiva en los periodos siguientes hasta alcanzar su valor de largo plazo.

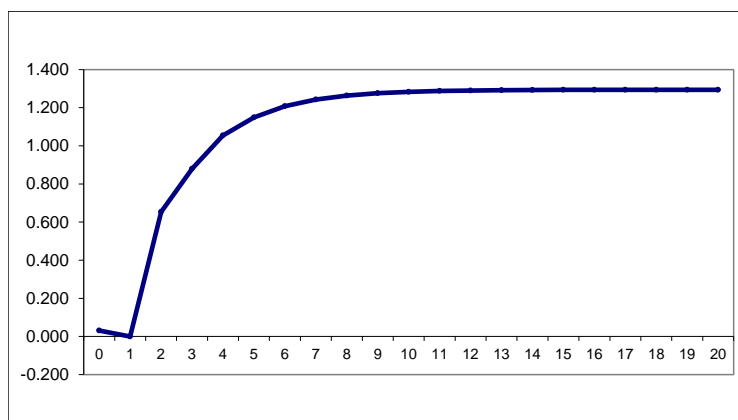


Gráfico 485: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{ct}

La reacción del empleo es muy similar a la de la producción. Un aumento permanente del 1% en el stock de capital de la Comunidad Valenciana produce un aumento a largo plazo del empleo de la Comunidad del 2.19% (véase tabla 459 y gráfico 486). De forma instantánea el empleo aumenta un 0.29%, y crece de forma progresiva hasta alcanzar su valor de largo plazo.

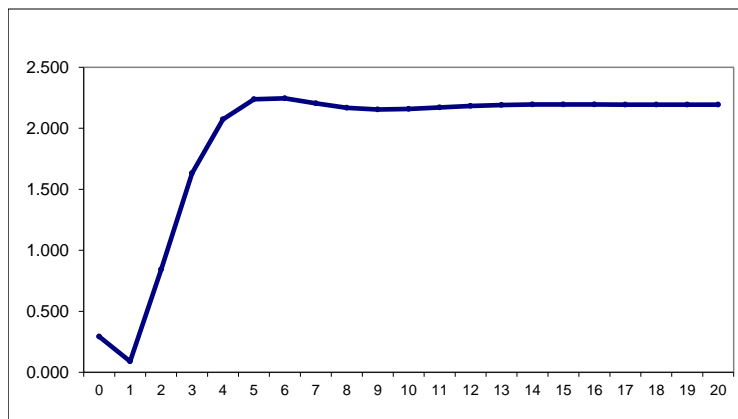


Gráfico 486: Respuesta de L_{ct} ante un shock en K_{ct}

El nivel del stock de capital no permanece constante (un 1% sobre el stock de capital inicial) sino que, a largo plazo, se sitúa un 1.82% sobre el stock inicial. Esto es debido a las relaciones de retroalimentación que se detectan entre dicho stock y el resto de variables. Éstas hacen que los aumentos de capital lleven a aumentos futuros de producción y empleo, y éstos, a su vez, a aumentos futuros de capital.

En cuanto a los efectos del capital de la Comunidad Valenciana sobre el resto de España (tabla 459 y el gráfico 487) un aumento permanente del stock de capital de Valencia produce un aumento a largo plazo de la producción del resto de España del 1.06%. La respuesta de la producción del resto de España es similar a la de la producción de la CA, de forma instantánea no aumenta, para crecer de forma progresiva hasta su nivel de largo plazo.

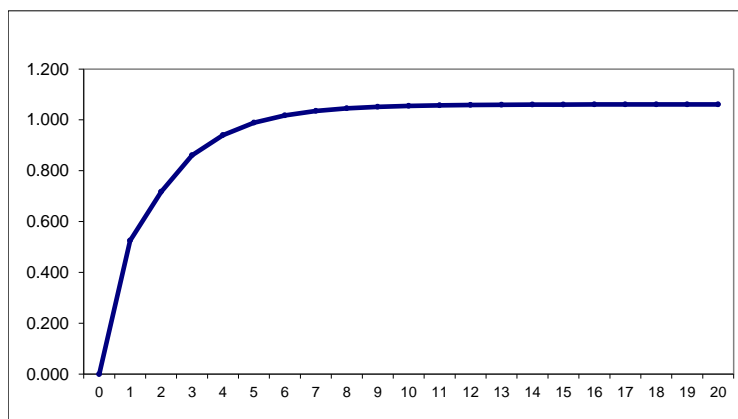


Gráfico 487: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{ct}

Por último, un aumento del stock de capital de Valencia genera un aumento en el empleo del resto de España del 2.04% (tabla 459 y Gráfico 488). La respuesta sigue una pauta muy similar a la del empleo del resto de España.

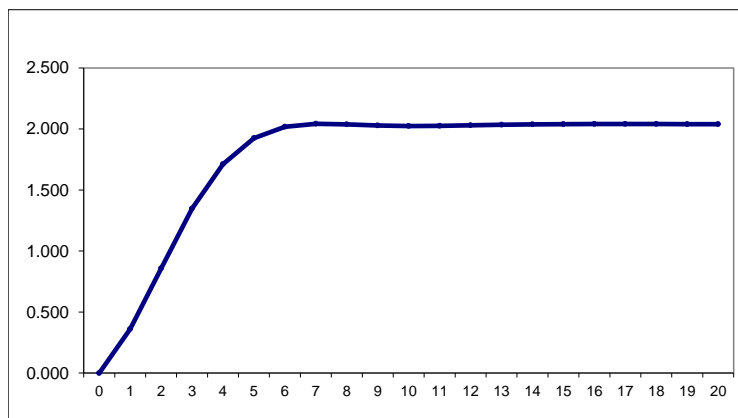


Gráfico 488: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{ct}

Debido a que las respuestas de todas estas variables están “contaminadas” por la retroalimentación del stock de capital de Valencia, resulta conveniente calcular el concepto estándar de elasticidad, esto es, lo que porcentualmente aumenta una variable (al cabo de un periodo determinado) al aumentar el stock de capital de Valencia un 1% (durante dicho periodo). Las elasticidades, a distintos periodos, de la producción y el empleo en Valencia, la producción en el resto de España, el empleo en el resto de España y el stock de capital en el resto de España se presentan en la tabla 460.

Tabla 460: Elasticidades Respecto a K_{ct}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	0.031	0.292	0.000	0.000	0.000
1	0.000	0.071	0.414	0.284	0.232
2	0.435	0.561	0.477	0.570	0.361
3	0.541	1.004	0.530	0.829	0.462
4	0.619	1.217	0.552	1.005	0.522
5	0.657	1.280	0.566	1.101	0.552
6	0.680	1.265	0.573	1.137	0.564
7	0.694	1.230	0.578	1.140	0.565
8	0.701	1.204	0.580	1.131	0.564
20	0.713	1.208	0.584	1.124	0.564

Se constata que la elasticidad instantánea de la producción de Valencia es 0.03%. A largo plazo, dicha elasticidad se sitúa en el 0.71%. Por otro lado, la elasticidad instantánea del empleo de Valencia es 0.29% y a largo plazo 1.21%.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, la elasticidad instantánea de la producción del resto de España es similar a la de la producción de Valencia 0.00% (frente 0.03%) la instantánea, no obstante, es inferior a la de largo plazo, 1.12% (frente a 0.71%). Por último, la elasticidad del empleo del resto de España es inferior a la del empleo de Valencia, 0.00% (frente a 0.29%) la instantánea, y 0.56% (frente a 1.21%) la de largo plazo.

Finalmente, existe cierta complementariedad entre los capitales de Valencia y del resto de España. La elasticidad del stock de capital del resto de España sobre el stock de capital de Valencia es positiva, 0.56%. Los aumentos del stock de capital de Valencia llevan a aumentos futuros en el stock de capital de otras regiones.

Como ilustración y con objeto de clarificar las respuestas anteriores, en la tabla 461 se presentan las respuestas de la producción de Valencia (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Valencia (en miles de personas), y del resto de España (en miles de personas), a un shock permanente de 1000 millones de euros en el stock de capital de la Comunidad.

Tabla 461: Efectos de una inversión en K_{ct} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	9.162	2.373	1000	0.000	0.000	0.000
1	-0.145	0.572	1000	1162.311	19.171	2011.094
2	129.439	4.552	1000	1339.820	38.508	3127.183
3	161.091	8.145	1000	1487.552	55.982	4003.601
4	184.295	9.880	1000	1550.264	67.855	4523.855
5	195.685	10.391	1000	1588.702	74.330	4791.641
6	202.568	10.270	1000	1609.885	76.758	4889.614
7	206.498	9.986	1000	1622.440	76.969	4903.173
8	208.833	9.769	1000	1629.788	76.382	4888.767
20	212.238	9.805	1000	1640.558	75.867	4893.600

Como se aprecia en la tabla 461, un aumento de 1000 millones en el stock de capital de Valencia genera un incremento a largo plazo de la producción de la Comunidad de 212 millones de euros. De forma instantánea, la inversión del stock de capital no tiene efectos importantes en la producción, pero en el segundo periodo genera un incremento de 129 millones de euros. A partir de ese momento, se produce un aumento progresivo hasta alcanzar el valor de largo plazo.

Además del efecto sobre la producción, la inversión en stock de capital tiene efectos sobre el empleo. En concreto, con una inversión de 1000 millones de euros, se crean a largo plazo en Valencia, aproximadamente, 9800 empleos. La respuesta del empleo es más rápida, ya que de forma instantánea se crean algo más de 2300 empleos ,y en el segundo periodo se superan los 4500 empleos.

Si bien los efectos sobre la Comunidad son importantes, aún lo son más sobre el resto de España. Así, una inversión de 1000 millones en el capital de Valencia aumenta a largo plazo la producción del resto de España en algo más de 1600 millones de euros. Por otro lado, dicha inversión aumenta, en el primer periodo, el empleo del resto de España en algo menos de 20000 empleos, llegando a los 75800 empleos en el largo plazo.

Respuesta de las variables ante un shock en el stock de capital del resto de España

En la tabla 462 se presentan las respuestas porcentuales de las variables ante un aumento porcentual, permanente, unitario en el stock de capital del resto de España. Las bandas de confianza para dichas respuestas se presentan en el apéndice adjunto.

Tabla 462: Respuesta de las variables ante un shock permanente en K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	3.263	3.658	0.000	2.789	3.526	1.000
1	3.406	8.082	0.865	3.804	5.675	1.531
2	4.666	9.159	1.411	4.356	7.500	2.145
3	5.327	10.273	1.729	4.701	8.779	2.602
4	5.743	10.745	1.920	4.903	9.514	2.870
5	5.986	10.799	2.035	5.025	9.847	3.001
6	6.133	10.709	2.103	5.097	9.951	3.054
7	6.221	10.633	2.144	5.141	9.960	3.074
8	6.273	10.615	2.168	5.167	9.949	3.083
20	6.350	10.763	2.204	5.205	10.010	3.122

Como se aprecia en la tabla 462 así como en el gráfico 489, un aumento permanente del stock de capital del resto de España incrementa a largo plazo de la producción de Valencia en un 6.35%. De forma instantánea, la producción aumenta un 3.26%, creciendo de forma progresiva en los periodos siguientes hasta alcanzar su valor de largo plazo.

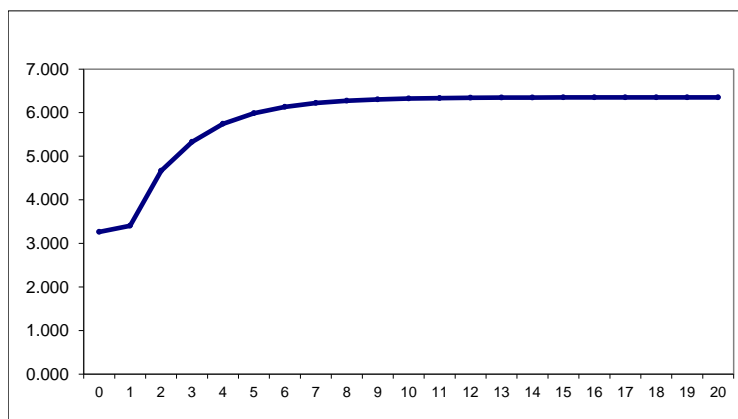


Gráfico 489: Respuesta de Y_{ct} ante un shock en K_{et}

Por su parte, la tabla 462, así como en el gráfico 490, indican que un aumento permanente del stock de capital del resto de España aumenta a largo plazo el empleo de Valencia en 10.76%. La reacción del empleo es más rápida que la de la producción, ya que tras un aumento instantáneo del 3.66%, en el primer periodo alcanza ya el 8.08%.

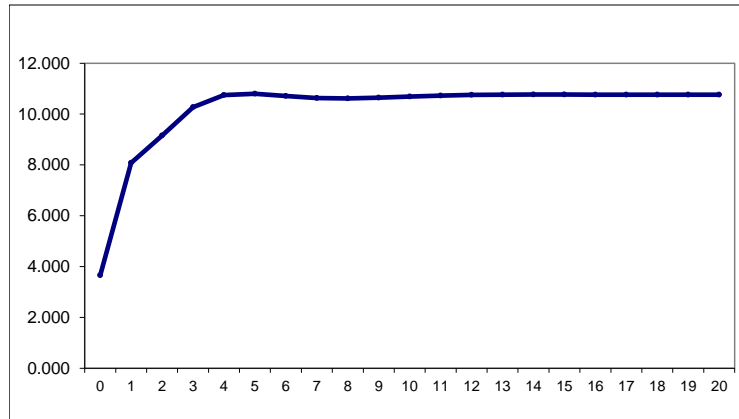


Gráfico 490: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Los aumentos del stock de capital del resto de España tienen efectos positivos sobre el nivel del stock de capital de Valencia. Si bien se supone la ausencia de efectos instantáneos por motivos técnicos (de identificación econométrica), los efectos a largo plazo son significativos, 2.2 puntos porcentuales. Ambos capitales son complementarios.

En cuanto a los efectos en el resto de España, un aumento del stock de capital del resto de España tiene un impacto, a largo plazo, en la producción del resto de España del 5.20% (tabla 462 y gráfico 491).

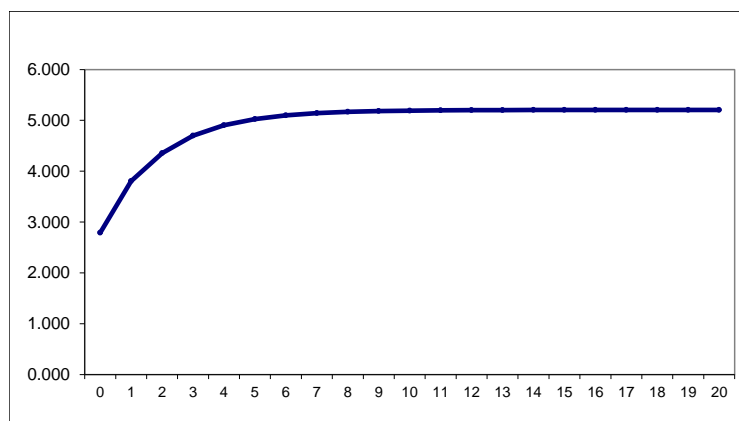


Gráfico 491: Respuesta de Y_{et} ante un shock en K_{et}

Por último, el stock de capital del resto de España también incrementa a largo plazo el empleo del resto de España (tabla 462 y gráfico 492). En concreto, el aumento del empleo a largo plazo se sitúa en el 3.12%.

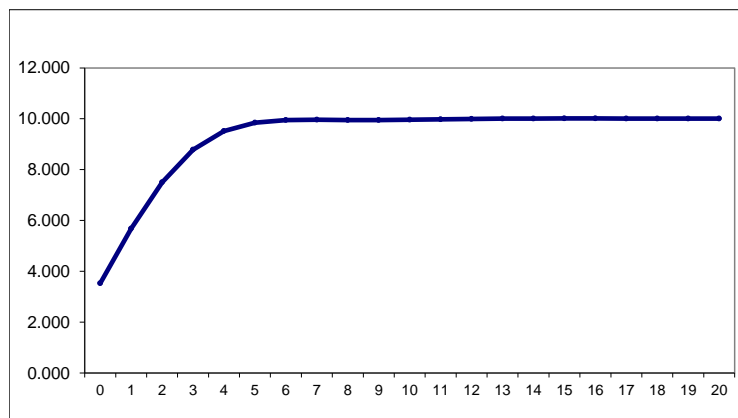


Gráfico 492: Respuesta de L_{et} ante un shock en K_{et}

Como en el caso del shock en el stock de capital de Valencia, cuando el shock se produce en el stock de capital del resto de España, se genera un efecto de retroalimentación sobre el capital. De hecho, aunque el shock inicial es de un 1%, el nivel que alcanza, a largo plazo, el stock de capital del resto de España es de un 3.12%, muy superior al 1%. Por este motivo, se calculan, al igual que se hiciera en la sección anterior, las elasticidades estándar de todas las variables respecto al stock de capital del resto de España en la tabla 463.

Tabla 463: Elasticidades respecto a K_{et}

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}
0	3.263	3.658	0.000	2.789	3.526
1	2.225	5.279	0.565	2.485	3.707
2	2.175	4.269	0.658	2.030	3.496
3	2.047	3.948	0.664	1.806	3.374
4	2.001	3.743	0.669	1.708	3.315
5	1.995	3.598	0.678	1.674	3.281
6	2.008	3.506	0.689	1.669	3.258
7	2.024	3.459	0.697	1.673	3.240
8	2.034	3.443	0.703	1.676	3.227
20	2.034	3.448	0.706	1.667	3.206

En la tabla 463 se muestra que la elasticidad instantánea de la producción de Valencia es 3.26%, elasticidad que va decreciendo de forma progresiva hasta el 2.03% de largo plazo. El comportamiento de la elasticidad del empleo de Valencia es diferente, ya que de forma instantánea se sitúa en el 3.66%, pero en el periodo siguiente crece hasta el 5.28%. A partir de ese momento, decrece de forma progresiva hasta situarse en el 3.45% de largo plazo.

En cuanto a los efectos sobre el resto de España, la elasticidad de la producción del resto de España es ligeramente inferior a la observada para la producción de Valencia: 2.79%(frente al 3.26%) de forma instantánea, y 1.67% (frente al 2.03%) en el largo plazo. En cuanto a la elasticidad instantánea del empleo del resto de España, es también ligeramente inferior a la del empleo de Valencia, ya que la elasticidad instantánea se sitúa en el 3.52% (frente al 3.66%), y la de largo plazo se sitúa en el 3.21% (frente al 3.45%).

También existe una complementariedad entre los capitales de Valencia y del resto de España, ya que la elasticidad a largo plazo del capital de la Comunidad es de un 0.71%.

Como en el caso del shock en el stock de capital de Valencia, en la Tabla 464 se presentan las respuestas de la producción de Valencia (en millones de euros), de la producción del resto de España (en millones de euros), del empleo de Valencia (en miles de personas), y del resto de España (en miles de personas), ante un aumento permanente de 1000 millones en el stock de capital del resto de España.

Tabla 464: Efectos de una inversión en K_{et} de 1000 millones de euros

Periodos	Y_{ct}	L_{ct}	K_{ct}	Y_{et}	L_{et}	K_{et}
0	112.018	3.423	0.000	903.003	27.452	1000
1	76.368	4.940	65.118	804.357	28.857	1000
2	74.659	3.995	75.831	657.294	27.215	1000
3	70.269	3.694	76.574	584.699	26.262	1000
4	68.681	3.503	77.135	552.953	25.803	1000
5	68.473	3.367	78.159	541.992	25.542	1000
6	68.931	3.281	79.380	540.256	25.363	1000
7	69.472	3.237	80.410	541.419	25.224	1000
8	69.840	3.222	81.075	542.474	25.120	1000
20	69.830	3.226	81.410	539.767	24.962	1000

Como se constata en la tabla 464, un aumento de 1000 millones en el stock de capital del resto de España genera un aumento a largo plazo de la producción de Valencia de algo menos de 70 millones de euros. De forma instantánea, esta inversión aumenta en 112 millones de euros la producción, y a partir de ese momento se produce una caída hasta el valor de largo plazo. La respuesta del empleo es diferente, ya que de forma instantánea se crean más de 3400 empleos, para luego aumentar el número de empleos hasta los casi 5000 empleos del primer periodo. A partir de ese momento, el efecto decrece de forma progresiva hasta el nivel de largo plazo, en el que se generan algo más de 3200 empleos.

En el resto de España dicha inversión también tiene impacto en la producción y el empleo. En concreto, genera un aumento instantáneo de la producción de 903 millones y de 540 millones

en el largo plazo. En cuanto al empleo, la inversión anterior crea algo más de 27400 empleos de forma instantánea, y en torno a 24900 empleos en el largo plazo.

Efectos sobre la productividad de un shock en el stock de capital: Valencia vs resto de España

En el gráfico 493 se representa la evolución de la productividad del trabajo de Valencia y del resto de España durante el periodo muestral. Se aprecia que ambas productividades aumentan de forma significativa hasta mediados de los años 90, momento a partir del cual la productividad de Valencia decrece ligeramente mientras que la del resto de España se mantiene más o menos estable.

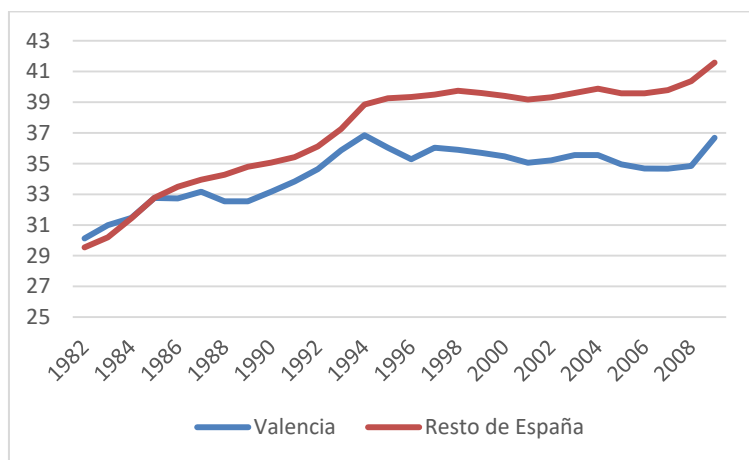


Gráfico 493: Evolución de la productividad del trabajo

En el gráfico 494 se representa el ratio de ambas productividades. La productividad relativa comienza la muestra con un valor superior a 1, indicando que la productividad del trabajo en Valencia es mayor que la del resto de España. No obstante, dicho ratio ha ido disminuyendo paulatinamente a lo largo de todo el periodo muestral, situándose por debajo de la unidad desde 1985 hasta alcanzar su mínimo en el año 2008.

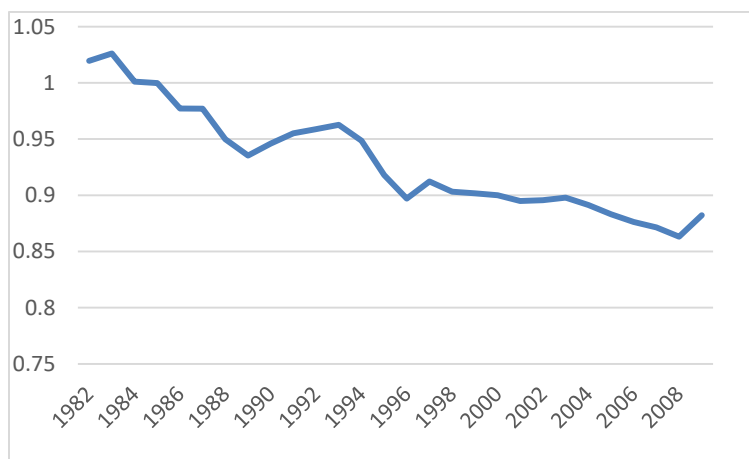


Gráfico 494: Evolución de la productividad relativa

Efectos sobre la productividad del capital de la Comunidad

En la tabla 465 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital de Valencia sobre la productividad de la Comunidad, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 465: Efectos de K_{ct} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{c,c,t-j}$	$\lambda_{c,e,t-j}$	$\tau_{c,t-j}$
0	0.798	1.000	0.798
1	0.934	1.101	0.848
2	0.919	0.941	0.977
3	0.769	0.836	0.920
4	0.730	0.774	0.943
5	0.727	0.745	0.975
6	0.742	0.736	1.007
7	0.759	0.737	1.030
8	0.772	0.742	1.041
20	0.776	0.746	1.040

Como se observa en la tabla 465, un aumento del stock de capital de Valencia empeora la productividad de la Comunidad. De igual modo, el stock de capital empeora la productividad del resto de España en todos los periodos a partir del segundo. La pérdida de productividad de Valencia es mayor que la pérdida experimentada por la productividad del trabajo en el resto de España hasta el quinto periodo, por lo que el efecto instantáneo sobre la productividad relativa es negativo. Sin embargo, a partir del sexto periodo y para el resto de periodos, la pérdida de productividad de Valencia es menor que la del resto de España, por lo que la productividad relativa es positiva, indicando que el shock en el stock de capital de Valencia disminuye la distancia entre la productividad del trabajo del resto de España y la de Valencia.

Efectos sobre la productividad del capital del resto de España

En la tabla 466 se presentan los efectos que tiene un aumento del stock de capital del resto de España sobre la productividad de Valencia, la productividad del resto de España y el ratio de ambas.

Tabla 466: Efectos de K_{et} sobre la productividad

Periodos	$\lambda_{e,c,t-j}$	$\lambda_{e,e,t-j}$	$\tau_{e,t-j}$
0	0.915	0.837	1.093
1	0.514	0.740	0.694
2	0.603	0.674	0.894
3	0.616	0.642	0.960
4	0.633	0.628	1.008
5	0.651	0.625	1.043
6	0.668	0.627	1.065
7	0.678	0.630	1.076
8	0.683	0.633	1.079
20	0.682	0.634	1.076

Como se aprecia en la tabla 466, un aumento del stock de capital del resto de España empeora la productividad de Valencia y la del resto de España en todos los periodos. De nuevo, de forma instantánea, la pérdida de productividad de Valencia es mayor que la pérdida experimentada por la productividad del trabajo en el resto de España, por lo que el efecto instantáneo sobre la productividad relativa es negativo. Sin embargo, a partir del cuarto periodo, y para el resto de periodos, la pérdida de productividad de Valencia es menor que la del resto de España, por lo que la productividad relativa es positiva, indicando que el shock en el stock de capital de Valencia acerca la productividad del trabajo del resto de España a la de Valencia.

IV.17.5. Apéndice: Bandas de confianza de las respuestas

En este apartado se presentan las bandas de confianza de las respuestas de las variables cuando se produce un shock en el capital de Valencia y en el capital del resto de España. Dichas respuestas se calculan con el método de “bootstrap”. Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral según el criterio de Efron y Tibshirani (1993).

Tabla 467: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{ct}

	Y_{ct}		L_{ct}		K_{ct}		Y_{et}		L_{et}		K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	-0.68	0.63	-0.92	1.03	0.65	1.26	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1	-0.28	0.17	-0.29	0.35	0.71	1.78	-0.08	0.80	-0.22	0.63	-0.08	0.25
2	-0.09	1.31	-0.17	1.71	0.72	2.09	-0.09	1.18	-0.17	1.48	-0.11	0.58
3	-0.11	1.49	-0.22	3.03	0.74	2.31	-0.09	1.46	-0.18	2.40	-0.12	0.97
4	-0.12	1.85	-0.22	3.45	0.75	2.54	-0.09	1.75	-0.18	2.98	-0.14	1.37
5	-0.12	2.17	-0.20	4.02	0.75	2.78	-0.09	1.97	-0.18	3.54	-0.15	1.71
6	-0.12	2.40	-0.20	4.35	0.75	2.98	-0.09	2.17	-0.18	3.91	-0.15	1.98
7	-0.12	2.62	-0.20	4.68	0.75	3.09	-0.09	2.28	-0.18	4.26	-0.17	2.22
8	-0.12	2.80	-0.20	4.83	0.75	3.14	-0.09	2.34	-0.18	4.43	-0.17	2.43
20	-0.12	3.08	-0.20	5.22	0.75	3.28	-0.09	2.52	-0.18	4.86	-0.18	3.74

Tabla 468: Bandas de confianza – Respuesta ante shock en K_{et}

	Y_{ct}		L_{ct}		K_{ct}		Y_{et}		L_{et}		K_{et}	
Periodos	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu	dtd	dtu
0	1.05	5.47	1.50	7.18	0.00	0.00	1.58	4.53	1.79	5.34	0.58	1.32
1	2.13	5.79	4.26	12.39	0.13	1.42	1.84	4.95	3.34	9.03	1.00	2.53
2	2.26	6.05	4.39	12.89	0.16	1.87	2.03	5.63	3.87	10.45	1.32	3.66
3	2.58	7.13	4.34	12.42	0.18	2.24	2.13	5.97	4.00	10.97	1.58	4.61
4	2.61	7.34	4.42	12.92	0.18	2.50	2.16	6.24	4.11	11.55	1.79	5.29
5	2.66	7.63	4.47	13.21	0.18	2.66	2.18	6.34	4.16	12.03	1.97	5.87
6	2.66	7.74	4.53	13.29	0.18	2.74	2.18	6.39	4.18	12.21	2.11	6.34
7	2.68	7.82	4.55	13.34	0.18	2.79	2.18	6.42	4.21	12.32	2.16	6.84
8	2.68	7.87	4.55	13.37	0.18	2.82	2.21	6.45	4.24	12.39	2.21	7.16
20	2.68	7.92	4.55	13.42	0.18	2.97	2.21	6.50	4.24	12.47	2.24	9.18

Capítulo V.

Efectos del stock de capital.

Un análisis comparado

En este Capítulo se presentan, para cada una de las CCAA españolas, los efectos que tiene el stock de capital, tanto de la CA como del resto de España, sobre el empleo, la producción y la productividad del trabajo en diferentes periodos de tiempo: de forma instantánea y a uno, cuatro y ocho periodos. El objetivo fundamental de este análisis consiste en comparar los resultados por CA para poder determinar cuáles son las CCAA más rentables en términos de PIB y empleo.

Además, al final del Capítulo, se hace un análisis comparativo de las CCAA ricas, consideradas tradicionalmente como motor de crecimiento de España y analizadas en la Tesis de Tejera (2014), y el resto de CCAA, con objeto de comprobar si el stock de capital sigue el mismo patrón de comportamiento en ambos grupos de CCAA.

V.1. Stock de capital y creación de empleo: Un análisis comparado

En esta sección se analiza y compara la capacidad de generar empleo en cada CA y el resto de España por parte del stock de capital de la CA y del stock de capital del resto de España. En primer lugar, se comparan los efectos que el stock de capital de la CA tiene sobre el empleo de cada CA y del resto de España, para después comparar los efectos que tiene el stock de capital del resto de España sobre el empleo de cada CA y del resto de CCAA.

Efectos del stock de capital de la CA

En la tabla 469 se presentan, para cada una de las CA, las elasticidades del empleo ante variaciones en el stock de capital de la CA de forma instantánea, a un periodo, a cuatro periodos y a ocho periodos. Además, se presenta la posición que ocupa cada CA en función de la magnitud del efecto, siendo 1 la CA que tiene una elasticidad mayor y 17 la que tiene una elasticidad menor.

Tabla 469: Elasticidad del empleo de la CA –stock de capital de la CA

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	%	posición	%	posición	%	posición	%	Posición
Andalucía	0.55	7	0.33	13	0.45	6	0.49	5
Aragón	0.00	10	1.85	4	0.46	5	-0.03	17
Asturias	0.89	5	0.22	14	0.00	17	0.00	16
Baleares	0.00	11	0.39	12	0.22	9	0.07	7
Canarias	0.00	12	1.11	8	0.12	12	0.01	12
Cantabria	0.00	13	0.80	10	0.06	15	0.00	14
Castilla León	0.00	14	1.06	9	0.20	10	0.02	10
Castilla-La Mancha	0.99	3	1.42	6	0.12	13	0.01	11
Cataluña	2.40	1	2.05	3	2.45	1	2.14	1
Extremadura	0.00	15	3.02	1	1.09	4	0.56	4
Galicia	0.94	4	0.59	11	0.15	11	0.02	9

Madrid	0.30	8	1.52	5	1.26	2	1.25	2
Murcia	1.20	2	1.13	7	0.35	8	0.06	8
Navarra	0.00	16	0.00	17	0.05	16	0.00	13
País Vasco	0.73	6	0.12	15	0.37	7	0.41	6
La Rioja	0.00	17	2.07	2	0.08	14	0.00	15
Valencia	0.29	9	0.07	16	1.22	3	1.20	3

Se constata que la CA que más empleo genera es Cataluña, alternando la primera y tercera posición en todos los periodos considerados. Además de Cataluña, con una elasticidad de 2.40%, entre las CCAA con una mayor elasticidad instantánea se encuentran: Murcia (1.20%), Castilla-La Mancha (0.99%), Galicia (0.94%) y Asturias (0.89%), todas con elasticidades en torno al 1%.

En el corto plazo, pero a un periodo, el ranking de elasticidades se altera de forma sensible ya que, salvo Cataluña, que ocupa la tercera posición, en los primeros puestos del ranking aparecen nuevas CCAA. Así, en primer lugar se encuentra Extremadura (3.02%), en segundo lugar La Rioja (2.07%) y en cuarto lugar Aragón (1.85%).

A medida que pasan los periodos, las CCAA pobres van perdiendo peso en el ranking para dejar lugar a las más ricas. Así, las cinco primeras CCAA en cuanto al tamaño de la elasticidad a cuatro periodos son, por este orden, Cataluña, Madrid, Valencia, Extremadura y Andalucía. A ocho periodos, la elasticidad más grande es la de Cataluña (2.14%), seguida de Madrid (1.25%), Valencia (1.20%), Extremadura (0.56%), Andalucía (0.49%) y País Vasco (0.41%).

Por lo tanto, se concluye que Cataluña tiene una elasticidad alta en todos los periodos considerados. Existen una serie de CCAA que tienen una importancia alta a corto plazo, pero desaparece en el largo, como son Murcia, Galicia, Castilla-La Mancha, Asturias y La Rioja, y otras CCAA que no tienen una importancia en el corto plazo, pero que sí la tienen a medida que pasan los periodos, como Madrid, Valencia y País Vasco. Por último, hay dos CCAA que tienen una importancia media en todos los periodos considerados que son Andalucía y Extremadura. El resto de CCAA no tiene una importancia destacable en ningún periodo considerado.

Para cuantificar el ranking de elasticidades anteriores, en la tabla 470 se presenta, para cada CA, la cantidad de empleo en miles de personas que se genera ante una inversión neta de 1000 millones en el capital de la CA. De nuevo, se presentan los resultados en todos los periodos considerados, y al lado de cada CA aparece la posición que ocupa según el tamaño del efecto.

Tabla 470: Número de empleos de la CA – stock de capital de la CA

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	miles	posición	miles	posición	miles	posición	miles	posición
Andalucía	4.77	7	2.85	13	3.90	5	4.20	5
Aragón	0.00	10	13.54	4	3.35	6	-0.22	17
Asturias	6.94	5	1.74	14	0.03	17	0.00	16
Baleares	0.00	11	2.98	12	1.63	9	0.53	8
Canarias	0.00	12	8.64	9	0.96	12	0.05	12
Cantabria	0.00	13	11.24	6	0.88	14	0.03	13
Castilla León	0.00	14	7.60	10	1.42	10	0.15	10
Castilla-La Mancha	7.55	4	10.82	7	0.92	13	0.11	11
Cataluña	17.75	1	15.13	3	18.10	1	15.80	1
Extremadura	0.00	15	27.41	1	9.86	3	5.10	4
Galicia	8.50	3	5.34	11	1.32	11	0.21	9
Madrid	2.26	9	11.33	5	9.41	4	9.31	3
Murcia	10.24	2	9.67	8	2.99	7	0.54	7
Navarra	0.00	16	0.00	17	0.30	16	0.02	14
País Vasco	5.54	6	0.88	15	2.77	8	3.13	6
La Rioja	0.00	17	15.69	2	0.60	15	0.01	15
Valencia	2.37	8	0.57	16	9.88	2	9.77	2

Vemos que las posiciones de las CCAA no cambian cuando se computan en términos de cantidad de empleo generado. De forma instantánea, la primera CA del ranking sigue siendo Cataluña, que genera algo más de 18 mil empleos. A continuación se sitúan Murcia, que genera algo más de 10 mil empleos, seguida de Galicia, con 8.5 miles de empleos, que sube una posición en el ranking. En cuarto lugar y bajando una posición respecto a la tabla de elasticidades, se sitúa Castilla-La Mancha, con 7.5 miles de empleos.

En cuanto al empleo generado a un periodo, las cuatro primeras posiciones de la tabla son exactamente las mismas: Extremadura (27.4 miles de empleos), La Rioja (15.69 miles de empleos), Cataluña (15.13 miles de empleos) y Aragón (13.54 miles de empleos).

A largo plazo (ocho periodos), el orden de las CCAA obtenido con las elasticidades no cambia. En los primeros puestos se sitúan las CCAA grandes. En primer lugar, Cataluña, que genera a largo plazo 15.80 miles de empleos, seguida de Valencia, con 9.77 miles de empleos, y Madrid, con una generación de empleos de 9.31 miles. La única Comunidad “pobre” a destacar es Extremadura, por encima de Andalucía (4.2 miles de empleos) y el País Vasco (3.13 miles), que genera 5.10 miles de empleos. Las demás CCAA tienen una generación de empleo en torno o inferior a las 500 personas.

Los efectos positivos del stock de capital sobre el empleo de la CA donde se invierte, podrían rebosar fuera de sus fronteras y aumentar el empleo del resto de CCAA. Es por ello que, en la tabla 471, se presentan las elasticidades del empleo del resto de España ante variaciones en el capital de la CA en todos los periodos considerados, y en la tabla 472, la cantidad de empleo en miles de personas que se genera en el resto de España cuando se produce una inversión de 1000 millones de euros en el capital de la CA.

Tabla 471: Elasticidad del empleo del resto de España – stock de capital de la CA

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	%	posición	%	posición	%	posición	%	posición
Andalucía	0.00	3	0.27	4	0.36	5	0.39	5
Aragón	0.00	4	0.00	6	0.00	6	0.00	6
Asturias	0.00	5	0.00	7	0.00	7	0.00	7
Baleares	0.00	6	0.00	8	0.00	8	0.00	8
Canarias	0.00	7	0.00	9	0.00	9	0.00	9
Cantabria	0.00	8	0.00	10	0.00	10	0.00	10
Castilla León	0.00	9	0.00	11	0.00	11	0.00	11
Castilla-La Mancha	0.00	10	0.00	12	0.00	12	0.00	12
Cataluña	1.64	1	2.57	1	2.75	1	2.24	1
Extremadura	0.00	11	0.00	13	0.00	13	0.00	13
Galicia	0.00	12	0.00	14	0.00	14	0.00	14
Madrid	0.62	2	1.22	2	1.86	2	1.41	2
Murcia	0.00	13	0.00	15	0.00	15	0.00	15
Navarra	0.00	14	0.00	16	0.00	16	0.00	16
País Vasco	0.00	15	0.15	5	0.43	4	0.51	4
La Rioja	0.00	16	0.00	17	0.00	17	0.00	17
Valencia	0.00	17	0.28	3	1.00	3	1.13	3

Tabla 472: Número de empleos del resto de España – stock de capital de la CA

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	miles	posición	miles	posición	miles	posición	miles	posición
Andalucía	0.00	3	12.79	5	17.07	5	18.47	5
Aragón	0.00	4	0.00	6	0.00	6	0.00	6
Asturias	0.00	5	0.00	7	0.00	7	0.00	7
Baleares	0.00	6	0.00	8	0.00	8	0.00	8
Canarias	0.00	7	0.00	9	0.00	9	0.00	9
Cantabria	0.00	8	0.00	10	0.00	10	0.00	10
Castilla León	0.00	9	0.00	11	0.00	11	0.00	11

Castilla-La Mancha	0.00	10	0.00	12	0.00	12	0.00	12
Cataluña	59.35	1	93.10	1	99.73	1	81.20	1
Extremadura	0.00	11	0.00	13	0.00	13	0.00	13
Galicia	0.00	12	0.00	14	0.00	14	0.00	14
Madrid	25.31	2	49.58	2	75.62	2	57.63	4
Murcia	0.00	13	0.00	15	0.00	15	0.00	15
Navarra	0.00	14	0.00	16	0.00	16	0.00	16
País Vasco	0.00	15	21.68	3	62.19	4	74.27	3
La Rioja	0.00	16	0.00	17	0.00	17	0.00	17
Valencia	0.00	17	19.17	4	67.85	3	76.38	2

Como se observa en las tablas 471 y 472, las únicas CCAA en las que existen efectos rebosamiento significativos y positivos son las cinco ricas, en el resto de CCAA dichos efectos son nulos, ya que no son capaces de generar externalidades positivas que rebosen al resto de España.

Cataluña es la Comunidad que más empleo genera en el resto de España en todos los periodos considerados, con una elasticidad a largo plazo (ocho periodos) de 2.24%, lo que se traduce en algo más de 80 mil personas ante una inversión de 1000 millones de euros.

En segundo lugar se sitúa Madrid, con una elasticidad en el largo plazo de 1.41%, seguida de Valencia, con una elasticidad de 1.13%. Ahora bien, si medimos dicho efecto en términos de cantidad de empleo generado, Madrid se sitúa en segunda posición en todos los periodos considerados salvo en el largo plazo, donde baja hasta la cuarta posición, con 57 mil empleos generados. Así, Valencia, que hasta ahora era la tercera en el ranking, se convierte en la segunda CA más rentable en creación de empleo en el resto de España, ya que genera 76 mil empleos cuando pasan 8 periodos.

Efectos del stock de capital del resto de España

En la tabla 473 se presentan, para cada CA, las elasticidades del empleo de cada CA ante variaciones en el stock de capital del resto de España de forma instantánea, a un periodo, a cuatro periodos y a ocho periodos. Además, para cada CA se presenta la posición que ocupa según el tamaño del efecto, siendo 1 la CA que tiene una elasticidad mayor y 17 la que tiene una elasticidad menor.

Tabla 473: Elasticidad del empleo de cada CA – stock de capital del resto de España

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	%	posición	%	posición	%	posición	%	posición
Andalucía	4.80	1	4.05	2	3.18	2	2.81	2
Aragón	2.11	9	1.40	13	0.84	8	0.05	13
Asturias	0.00	12	2.58	5	0.53	15	0.01	16
Baleares	0.00	13	1.13	14	0.67	11	0.10	10
Canarias	2.98	3	1.83	9	0.86	7	0.06	12
Cantabria	0.00	14	1.11	15	0.67	12	0.04	14
Castilla León	2.23	6	0.76	17	0.51	16	0.07	11
Castilla-La Mancha	1.55	11	1.74	10	0.76	9	0.10	9
Cataluña	2.38	5	2.82	3	1.52	4	1.23	4
Extremadura	2.45	4	1.98	6	1.11	6	0.20	6
Galicia	0.00	15	0.77	16	0.62	13	0.11	8
Madrid	2.18	8	1.95	7	1.35	5	1.32	3
Murcia	0.00	16	1.54	12	0.38	17	0.03	15
Navarra	1.93	10	1.97	8	0.60	14	0.11	7
País Vasco	2.22	7	2.65	4	1.66	3	1.23	5
La Rioja	0.00	17	1.56	11	0.69	10	0.00	17
Valencia	3.66	2	5.28	1	3.74	1	3.44	1

En la tabla 473 vemos que la mayor elasticidad instantánea del empleo, ante variaciones en el stock de capital del resto de España, se da en Andalucía (4.80%), a continuación se sitúan: Valencia (3.66%), Canarias (2.98%), Extremadura (2.45%), Cataluña (2.38%), Castilla y León (2.23%), País Vasco (2.22%), Aragón (2.11%), Madrid (1.95%) y Navarra (1.93%). El resto de CCAA ya tienen una elasticidad inferior al 1.5%.

Las dos primeras posiciones, a uno y cuatro periodos, las ocupan Valencia y Andalucía, aunque alternan el orden, con elasticidades del 5.28% y 3.74% en el caso de Valencia, y de 4.05% y 3.18% en el caso de Andalucía. Cataluña sube hasta el tercer lugar en la elasticidad a un periodo y baja al quinto lugar en la elasticidad a cuatro periodos. Asturias tiene una elasticidad a un periodo alta, ya que se sitúa en el cuarto lugar (2.58%), pero desaparece rápidamente, dado que en la elasticidad a cuatro periodos ocupa la decimoquinta posición. Madrid ocupa una posición media, entre la posición tercera y la sexta, tanto a un periodo como a cuatro periodos, con una elasticidad ligeramente inferior al 2% a un periodo y del 1.35% en el caso de cuatro periodos.

Al igual que ocurría con el stock de capital de la CA, a corto plazo existe un amplio número de CCAA que se benefician de una inversión en el resto de España, pero a largo plazo las únicas que tienen un aumento importante del empleo son las CCAA más desarrolladas. En concreto, es Valencia la que más se beneficia, con una elasticidad de 3.44%, seguida de cerca por Andalucía (2.81%).

Para cuantificar el ranking de elasticidades anteriores, en la tabla 474 se presenta la cantidad de empleo en miles de personas que se genera en cada CA, cuando se produce una inversión neta de 1000 millones de euros en el stock de capital del resto de España. De nuevo, se presentan los resultados a todos los periodos considerados y al lado de cada CA aparece la posición que ocupa según el tamaño del efecto.

Tabla 474: Número de empleos de cada CA – stock de capital del resto de España

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	miles	posición	miles	posición	miles	posición	miles	posición
Andalucía	6.78	1	5.72	1	4.50	1	3.98	1
Aragón	0.52	9	0.34	11	0.21	10	0.01	13
Asturias	0.00	12	0.46	8	0.09	13	0.00	16
Baleares	0.00	13	0.23	15	0.14	12	0.02	10
Canarias	1.03	5	0.63	6	0.30	7	0.02	11
Cantabria	0.00	14	0.12	16	0.07	16	0.00	15
Castilla León	1.00	6	0.34	12	0.23	9	0.03	9
Castilla-La Mancha	0.53	8	0.60	7	0.26	8	0.04	7
Cataluña	3.84	2	4.54	3	2.46	3	1.98	3
Extremadura	0.41	10	0.33	13	0.18	11	0.03	8
Galicia	0.00	15	0.39	9	0.31	6	0.05	6
Madrid	3.15	4	2.82	4	1.95	4	1.91	4
Murcia	0.00	16	0.38	10	0.09	14	0.01	14
Navarra	0.23	11	0.23	14	0.07	15	0.01	12
País Vasco	0.90	7	1.08	5	0.68	5	0.50	5
La Rioja	0.00	17	0.09	17	0.04	17	0.00	17
Valencia	3.42	3	4.94	2	3.50	2	3.22	2

Como se aprecia en la tabla 474, los primeros puestos los ocupan las CCAA ricas. Así, una inversión de 1000 millones de euros en el resto de España genera una mayor cantidad de empleos de forma instantánea en Andalucía(6.78 miles de personas), seguida de Cataluña (3.84 miles de empleos), Valencia (3.42 miles de empleos) y Madrid (3.15 miles de empleos). En un orden de magnitud inferior, se encuentran Canarias (1.03 miles de empleos), Castilla y León (1.00 miles) y el País Vasco (900 personas).

Los primeros puestos del ranking de CCAA en los periodos 1 y 4 se mantienen constantes y los siguen ocupando las ricas: Andalucía, Valencia, Cataluña y Madrid. Así, a uno y cuatro periodos, se generan en Andalucía, 5.72 y 4.50 miles de empleos, en Valencia, 4.94 y 3.50 miles de empleos, en Cataluña, 4.54 y 2.46 miles de empleos, y en Madrid, 2.82 y 1.95 miles de empleos.

A largo plazo (ocho periodos), una inversión de 1000 millones genera en Andalucía 3.98 miles de empleos, en Valencia 3.22 miles de empleos, en Cataluña 1.98 miles de empleos y en Madrid 1.91 miles de empleos. En quinto lugar se sitúa el País Vasco, con una creación de empleo sensiblemente inferior a las otras CCAA más desarrolladas, ya que el empleo que se genera es de 500 personas. Los efectos en el empleo del resto de CCAA son prácticamente nulos.

Finalmente, se presentan en la tabla 475, las elasticidades del empleo del resto de España ante variaciones en el capital del resto de España y en la tabla 476, la cantidad de empleo generado en el resto de España por una inversión de capital de 1000 millones en el resto de España.

Tabla 475: Elasticidad del empleo del resto de España – stock de capital del resto de España

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	%	posición	%	posición	%	posición	%	posición
Andalucía	3.43	3	3.15	3	2.56	14	2.27	14
Aragón	2.64	9	3.06	9	3.20	8	3.20	9
Asturias	2.55	16	3.01	15	3.18	11	3.19	12
Baleares	2.57	13	3.07	8	3.25	5	3.25	4
Canarias	2.64	10	3.12	6	3.26	4	3.27	3
Cantabria	2.60	11	3.05	11	3.20	7	3.20	7
Castilla León	2.73	6	3.14	4	3.27	3	3.27	2
Castilla-La Mancha	2.57	12	3.05	10	3.22	6	3.23	5
Cataluña	2.24	17	2.13	17	1.38	17	1.24	17
Extremadura	2.57	14	3.04	14	3.19	9	3.20	8
Galicia	2.69	8	3.14	5	3.30	2	3.30	1
Madrid	2.97	4	2.58	16	2.00	16	1.47	16
Murcia	2.70	7	3.04	12	3.11	13	3.02	13
Navarra	2.93	5	3.09	7	3.18	12	3.20	10
País Vasco	3.59	1	3.29	2	2.05	15	1.54	15
La Rioja	2.57	15	3.04	13	3.19	10	3.19	11
Valencia	3.53	2	3.71	1	3.31	1	3.23	6

Tabla 476: Número de empleos del resto de España – stock de capital del resto de España

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	miles	posición	miles	posición	miles	posición	miles	posición
Andalucía	26.34	3	24.21	8	19.68	14	17.49	14
Aragón	20.66	10	24.01	10	25.04	8	25.05	9
Asturias	19.91	16	23.53	15	24.89	12	24.95	12
Baleares	20.10	14	24.04	9	25.43	6	25.46	5
Canarias	20.61	11	24.41	5	25.51	5	25.54	4
Cantabria	20.32	12	23.81	12	24.99	9	25.01	10
Castilla León	21.43	6	24.72	4	25.67	3	25.69	2
Castilla-La Mancha	20.10	13	23.91	11	25.24	7	25.27	6
Cataluña	17.71	17	16.87	17	10.91	17	9.83	17
Extremadura	21.04	7	24.89	3	26.17	1	26.20	1
Galicia	20.84	9	24.36	6	25.53	4	25.55	3
Madrid	23.46	4	20.35	16	15.78	16	11.62	16
Murcia	21.04	8	23.69	14	24.26	13	23.55	13
Navarra	23.01	5	24.23	7	24.93	11	25.05	8
País Vasco	28.09	1	25.77	2	16.03	15	12.08	15
La Rioja	20.09	15	23.76	13	24.97	10	24.98	11
Valencia	27.45	2	28.86	1	25.80	2	25.12	7

Como se puede constatar, los efectos, tanto en términos de elasticidad como en términos de cantidad de empleo generado, son bastante similares, especialmente en las CCAA pobres, lo que resulta razonable, ya que el cambio de una CA por otra no debería variar sensiblemente los resultados. La elasticidad a largo plazo oscila desde el 1.24% de Cataluña hasta el 3.39% de Galicia. Por su parte, la cantidad de empleo generado también es similar, en torno a una creación de empleo de 20 mil empleos de forma instantánea, y de 25 mil empleos pasados 8 periodos.

V.2. Stock de capital y producción: Un análisis comparado

En esta sección se analiza y compara la capacidad de aumentar la producción en cada CA y el resto de España por parte del stock de capital de cada CA y del stock de capital del resto de España. En primer lugar, se comparan los efectos que el stock de capital de la CA tiene sobre la producción de cada CA y del resto de España, para después comparar los efectos que tiene el stock de capital del resto de España sobre la producción de cada CA y del resto de CCAA.

Efectos del stock de capital de la CA

En la tabla 477 se presentan, para cada CA, las elasticidades de la producción ante variaciones en el stock de capital de forma instantánea, a un periodo, a cuatro periodos y a ocho periodos. Además, para cada CA se presenta la posición que ocupa según el tamaño del efecto, siendo 1 la CA que tiene una elasticidad mayor y 17 la que tiene una elasticidad menor.

Tabla 477: Elasticidad de la producción de cada CA – stock de capital de la CA

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	%	posición	%	posición	%	posición	%	posición
Andalucía	0.43	8	0.15	11	0.21	8	0.23	5
Aragón	0.00	10	0.40	7	0.09	11	-0.01	17
Asturias	0.00	11	0.30	10	0.00	17	0.00	16
Baleares	0.00	12	0.00	12	0.11	9	0.04	9
Canarias	0.00	13	0.00	13	0.11	10	0.01	11
Cantabria	1.23	1	0.53	5	0.04	14	0.00	13
Castilla León	1.20	3	0.00	14	0.07	12	0.01	10
Castilla-La Mancha	0.00	14	0.74	4	0.37	5	0.04	8
Cataluña	1.11	4	1.26	1	1.47	1	1.27	1
Extremadura	0.00	15	0.00	15	0.37	4	0.17	6
Galicia	1.22	2	0.35	8	0.01	16	0.00	15
Madrid	0.88	7	1.22	2	0.84	2	0.80	2
Murcia	1.05	5	0.44	6	0.30	6	0.06	7
Navarra	0.00	16	0.77	3	0.02	15	0.00	12
País Vasco	0.93	6	0.30	9	0.28	7	0.30	4
La Rioja	0.00	17	0.00	16	0.06	13	0.00	14
Valencia	0.03	9	0.00	17	0.62	3	0.70	3

Como se observa en la tabla 477, la mayor elasticidad a largo plazo (8 periodos) la tienen las cinco CCAA ricas: Cataluña (1.27%), Madrid (0.94%), Valencia (0.70%) y ya en un orden inferior, País Vasco (0.30%) y Andalucía (0.23%). En el resto de CCAA dicha elasticidad es nula o prácticamente nula.

Los resultados se mantienen con ligeros cambios en el medio plazo, ya que la elasticidad mayor a cuatro años periodos tiene lugar en Cataluña (1.47%), Madrid (0.99%) y Valencia (0.62%), seguidas de dos Comunidades menos desarrolladas, Extremadura y Castilla-La Mancha, ambas con una elasticidad de 0.37%. A corto plazo, si bien de forma instantánea la elasticidad mayor tiene lugar en Comunidades como Cantabria (1.23%), Galicia (1.22%) y Castilla y León (1.20%), el orden de las elasticidades entre las ricas vuelve a ser el mismo que el que se produce en las elasticidades a medio y largo plazo: Cataluña y Madrid por un lado, y País Vasco y Valencia por otro.

Para cuantificar el ranking de elasticidades anteriores, en la tabla 478 se presenta, para cada CA, la cantidad de producción en millones de euros, que se genera ante una inversión neta de 1000 millones de euros en el capital de la CA. De nuevo, se presentan los resultados a todos los periodos considerados y al lado de cada CA aparece la posición que ocupa en el ranking según el tamaño del efecto.

Tabla 478: Cantidad de producción de cada CA – stock de capital de la CA

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	millones	posición	millones	posición	millones	posición	millones	posición
Andalucía	135.24	8	48.17	11	65.39	8	72.71	5
Aragón	0.00	10	120.76	7	28.38	11	-1.92	17
Asturias	0.00	11	90.86	10	1.44	17	0.01	16
Baleares	0.00	12	0.00	12	33.14	9	12.17	8
Canarias	0.00	13	0.00	13	31.84	10	1.69	11
Cantabria	670.37	1	286.92	3	22.50	12	0.75	12
Castilla León	362.39	5	0.00	14	22.38	13	2.38	10
Castilla-La Mancha	0.00	14	191.36	5	95.79	6	11.68	9
Cataluña	365.47	3	417.62	2	484.28	1	419.37	1
Extremadura	0.00	15	0.00	15	117.72	4	54.61	6
Galicia	388.75	2	110.02	9	2.49	16	0.02	15
Madrid	312.28	6	433.22	1	297.63	2	283.99	2
Murcia	306.04	7	129.15	6	87.94	7	17.18	7
Navarra	0.00	16	249.80	4	7.80	15	0.65	13
País Vasco	365.17	4	118.10	8	110.85	5	117.32	4
La Rioja	0.00	17	0.00	16	19.80	14	0.25	14
Valencia	9.16	9	-0.14	17	184.30	3	208.83	3

Se aprecia que las posiciones de las CCAA no cambian cuando se computan en términos de la cantidad de producción generada. Así, las CCAA que más producción generan, tanto a corto como a largo plazo, son Cataluña y Madrid. En concreto, Cataluña genera algo más de 400 millones de euros al pasar un año, 485 millones al pasar cuatro años y 420 millones al pasar ocho años, y Madrid genera 433 millones al pasar un año, 300 millones al pasar cuatro años y algo más de 280 millones al pasar ocho años. En un orden de magnitud inferior se sitúan Valencia, con 9 millones de forma instantánea y 208 millones al pasar ocho periodos, y País Vasco, que genera algo más de 115 millones tanto al pasar uno como ocho periodos.

De nuevo, el stock de capital solo tiene efectos permanentes sobre el PIB en las cinco CCAA ricas, el resto de Comunidades generan producción a corto, pero no lo hacen a largo plazo. Así, a corto plazo, dentro de estas CCAA, destacan Cantabria, con un aumento de la producción instantánea de 670 millones, y Galicia, con 389 millones, pero dichos efectos van desapareciendo progresivamente hasta anularse en el largo plazo.

Al igual que ocurría con el empleo, el stock de capital invertido en una CA también puede tener efectos fuera de sus fronteras. En la tabla 479 se presentan las elasticidades de la producción del resto de España ante variaciones en el capital de cada CA a todos los periodos considerados anteriormente.

Tabla 479: Elasticidad de la producción del resto de España – stock de capital de la CA

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	%	posición	%	posición	%	posición	%	posición
Andalucía	0.21	4	0.14	5	0.21	5	0.22	5
Aragón	0.00	5	0.00	6	0.00	6	0.00	6
Asturias	0.00	6	0.00	7	0.00	7	0.00	7
Baleares	0.00	7	0.00	8	0.00	8	0.00	8
Canarias	0.00	8	0.00	9	0.00	9	0.00	9
Cantabria	0.00	9	0.00	10	0.00	10	0.00	10
Castilla León	0.00	10	0.00	11	0.00	11	0.00	11
Castilla-La Mancha	0.00	11	0.00	12	0.00	12	0.00	12
Cataluña	1.51	1	1.20	1	1.36	1	1.22	1
Extremadura	0.00	12	0.00	13	0.00	13	0.00	13
Galicia	0.00	13	0.00	14	0.00	14	0.00	14
Madrid	0.68	2	0.94	2	0.81	2	0.80	2
Murcia	0.00	14	0.00	15	0.00	15	0.00	15
Navarra	0.00	15	0.00	16	0.00	16	0.00	16
País Vasco	0.29	3	0.26	4	0.29	4	0.29	4
La Rioja	0.00	16	0.00	17	0.00	17	0.00	17
Valencia	0.00	17	0.41	3	0.55	3	0.58	3

A la vista de los resultados de la tabla 479, se concluye que el stock de capital invertido en las CCAA menos desarrolladas, a diferencia de las ricas, tan solo tiene efectos en la CA en la que se invierte, por lo que los efectos sobre la producción del resto de España son nulos. Entre las CCAA ricas, el efecto mayor, tanto a corto como a largo plazo, lo genera el stock de capital de Cataluña, con una elasticidad de 1.51% a corto plazo y 1.22% a largo plazo, seguido del de Madrid, con una elasticidad a corto plazo de 0.68 % y de 0.80% en el largo plazo. En último lugar se sitúan País Vasco y Andalucía, con una elasticidad similar en el largo plazo, de 0.29% y 0.22%, respectivamente.

De nuevo, para cuantificar el ranking de elasticidades anteriores, en la tabla 480 se presentan, para cada CA, la cantidad de producción generada ante una inversión de 1000 millones en el capital de la CA. Además se presenta la posición que ocupa cada CA en el orden de tamaño del efecto.

Tabla 480: Cantidad de producción del resto de España – stock de capital de la CA

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	millones	posición	millones	posición	millones	posición	millones	posición
Andalucía	420.62	4	280.29	5	412.63	5	435.17	5
Aragón	0.00	5	0.00	6	0.00	6	0.00	6
Asturias	0.00	6	0.00	7	0.00	7	0.00	7
Baleares	0.00	7	0.00	8	0.00	8	0.00	8
Canarias	0.00	8	0.00	9	0.00	9	0.00	9
Cantabria	0.00	9	0.00	10	0.00	10	0.00	10
Castilla León	0.00	10	0.00	11	0.00	11	0.00	11
Castilla-La Mancha	0.00	11	0.00	12	0.00	12	0.00	12
Cataluña	2205.71	1	1745.03	1	1989.37	1	1780.45	1
Extremadura	0.00	12	0.00	13	0.00	13	0.00	13
Galicia	0.00	13	0.00	14	0.00	14	0.00	14
Madrid	1107.45	3	1529.58	2	1323.22	4	1296.02	4
Murcia	0.00	14	0.00	15	0.00	15	0.00	15
Navarra	0.00	15	0.00	16	0.00	16	0.00	16
País Vasco	1696.91	2	1503.07	3	1697.17	2	1704.74	2
La Rioja	0.00	16	0.00	17	0.00	17	0.00	17
Valencia	0.00	17	1162.31	4	1550.26	3	1629.79	3

Como se observa en la tabla 480, una inversión de 1000 millones en Cataluña genera un aumento instantáneo de la producción del resto de España de 2200 millones, de 1745 millones en el primer periodo y de 1780 millones en el largo plazo, siendo esta CA la que más producción genera en el resto de España tanto en el corto como en el largo plazo.

A continuación, la CA que más producción genera es el País Vasco, ocupando el lugar de Madrid, que baja a la cuarta posición en el largo plazo, con un aumento de 1296 millones. En concreto, una inversión de 1000 millones en el País vasco genera un aumento de la producción en el resto de España de 1696 millones en el corto plazo y de algo más de 1700 millones al pasar ocho periodos. De nuevo, en último lugar, se sitúa Andalucía, que genera 420 millones a corto plazo y 435 millones a largo plazo en el resto de CCAA.

Efectos del stock de capital del resto de España

En este apartado se analizan los efectos que tiene sobre la producción, tanto de cada CA como del resto de España, una inversión en el stock de capital en el resto de España.

En la tabla 481 se presentan las elasticidades de la producción de cada CA ante variaciones en el stock de capital del resto de España a los periodos considerados anteriormente. Además, se presenta la posición que ocupa cada CA según el tamaño del efecto.

Tabla 481: Elasticidad de la producción de cada CA –stock de capital del resto de España

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	%	posición	%	posición	%	posición	%	posición
Andalucía	3.28	1	1.57	6	1.45	2	1.33	2
Aragón	1.82	9	1.39	7	0.46	11	0.01	15
Asturias	2.80	3	1.06	12	0.42	13	0.01	14
Baleares	0.00	11	0.00	16	0.41	14	0.08	8
Canarias	0.00	12	1.81	3	0.63	6	0.05	10
Cantabria	0.00	13	1.20	10	0.55	8	0.02	12
Castilla León	0.00	14	1.58	5	0.21	16	0.02	13
Castilla-La Mancha	2.66	4	0.70	15	0.83	5	0.14	6
Cataluña	2.62	5	1.76	4	0.94	3	0.74	5
Extremadura	0.00	15	1.18	11	0.54	9	0.08	9
Galicia	1.24	10	1.27	9	0.15	17	-0.01	17
Madrid	2.23	8	1.97	2	0.92	4	0.85	4
Murcia	0.00	16	0.00	17	0.40	15	0.03	11
Navarra	2.24	7	1.27	8	0.49	10	0.09	7
País Vasco	3.51	6	1.54	13	1.20	7	0.87	3
La Rioja	0.00	17	0.79	14	0.43	12	0.01	16
Valencia	3.26	2	2.22	1	2.00	1	2.03	1

Como se observa en la tabla 481, una inversión porcentual unitaria en el capital del resto de España tiene efectos sobre prácticamente todas las CCAA. Instantáneamente el efecto mayor se produce en Andalucía (3.28%) y Valencia (3.26%). Con una elasticidad inferior a dichas CCAA pero superior al 2%, se sitúan en este orden, Asturias, Castilla-La Mancha, Cataluña, País Vasco, Navarra y Madrid.

A un periodo, el efecto mayor se produce sobre Valencia (2.03%), Madrid (2.52%), Canarias (1.81%), Cataluña (1.74%), Castilla y León (1.58%) y Andalucía (1.57%).

A medio plazo, los efectos sobre las CCAA varían, ya que en unas aumentan y en otras disminuyen. Las CCAA que más se benefician a medio plazo son las ricas, en concreto, Valencia es la que tiene una elasticidad producción-stock de capital del resto de España mayor, de un 2%. La siguiente CA en el ranking es Andalucía (1.45%), seguida de Cataluña (0.94%) y Madrid (1.92%).

A largo plazo, las CCAA pobres no son capaces de aprovecharse de las inversiones que se producen fuera de sus fronteras, por lo que los únicos efectos significativos se producen en las CCAA ricas. Así, el efecto más importante se da en Valencia, con una elasticidad del 2.03%, seguida de Andalucía (1.33%), País Vasco (0.87%), Madrid (0.85%) y Cataluña (0.74%).

En la tabla 482 se cuantifica el ranking de elasticidades anterior, ya que se presenta, para cada CA, la cantidad de producción generada con una inversión neta de 1000 millones en el capital del resto de España.

Tabla 482: Cantidad de producción del resto de España – stock capital del resto de España

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	millones	posición	millones	posición	millones	posición	millones	posición
Andalucía	169.49	2	81.29	3	75.28	1	68.89	2
Aragón	18.72	9	14.30	9	4.76	8	0.09	14
Asturias	19.71	8	7.51	11	2.96	13	0.07	15
Baleares	0.00	11	0.00	16	3.29	11	0.62	8
Canarias	0.00	12	23.99	6	8.43	7	0.66	7
Cantabria	0.00	13	4.85	14	2.25	16	0.10	13
Castilla León	0.00	14	29.77	5	3.99	9	0.41	11
Castilla-La Mancha	31.13	6	8.16	10	9.72	6	1.65	6
Cataluña	189.01	1	127.26	2	68.16	3	53.37	4
Extremadura	0.00	15	6.90	13	3.16	12	0.45	10
Galicia	22.01	7	22.43	7	2.71	15	-0.12	17
Madrid	153.44	3	135.30	1	63.17	4	58.34	3
Murcia	0.00	16	0.00	17	3.36	10	0.27	12
Navarra	12.90	10	7.33	12	2.80	14	0.49	9
País Vasco	74.22	5	32.47	8	25.37	5	18.46	5
La Rioja	0.00	17	1.95	15	1.07	17	0.02	16
Valencia	112.02	4	76.37	4	68.68	2	69.84	1

Según la tabla 482, a corto plazo, la CA con el mayor incremento de producción es Cataluña, con un aumento de 189 millones de euros. La siguiente en el ranking es Andalucía, donde una inversión en el resto de España genera en el primer periodo un aumento de la producción de 169 millones de euros. Las siguientes Comunidades son Madrid, Valencia y el País Vasco, donde se generan 153, 112 y 74 millones de euros, respectivamente. En el resto de CCAA también se generan aumentos de la producción, pero inferiores en cantidad.

A largo plazo, las únicas CCAA que se benefician son las ricas. En concreto, la CA que más se beneficia de una inversión en el resto de España es Valencia, donde se generan 69.84 millones de euros. Con una cuantía similar, en segunda posición se sitúa Andalucía, con un aumento de la producción de 68.89 millones de euros. Madrid y Cataluña ocupan el tercer y cuarto lugar, con 58 y 53 millones respectivamente, y el País Vasco el quinto, con un aumento en la producción de 18 millones de euros.

Finalmente, se presentan en la tabla 483, las elasticidades de la producción del resto de España ante variaciones en el capital del resto de España y, en la tabla 484, la cantidad de producción generada en el resto de España por una inversión de capital en el resto de España.

Tabla 483: Elasticidad de la producción del resto de España – stock de capital del resto de España

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	%	posición	%	posición	%	posición	%	posición
Andalucía	2.85	1	2.02	4	1.47	14	1.28	14
Aragón	2.30	6	1.94	12	1.80	11	1.77	12
Asturias	2.11	17	1.92	15	1.83	8	1.80	7
Baleares	2.18	13	1.96	6	1.87	2	1.84	3
Canarias	2.30	7	1.94	10	1.83	6	1.82	5
Cantabria	2.18	14	1.92	14	1.81	10	1.78	11
Castilla León	2.36	4	1.97	5	1.84	3	1.83	4
Castilla-La Mancha	2.20	11	1.94	9	1.83	5	1.80	8
Cataluña	2.14	16	1.14	17	0.75	17	0.67	17
Extremadura	2.27	8	1.96	7	1.83	4	1.80	6
Galicia	2.20	12	1.93	13	1.82	9	1.79	9
Madrid	2.23	10	1.26	16	0.88	16	0.85	15
Murcia	2.30	5	2.02	3	1.92	1	1.91	2
Navarra	2.17	15	1.94	11	1.79	12	1.74	13
País Vasco	2.80	2	2.08	2	1.17	15	0.84	16
La Rioja	2.27	9	1.96	8	1.83	7	1.79	10
Valencia	2.79	3	2.48	1	1.71	13	3.23	1

Tabla 484: Cantidad de producción del resto de España – stock de capital del resto de España

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	millones	posición	millones	posición	millones	posición	millones	posición
Andalucía	917.51	1	650.51	4	473.79	14	411.82	14
Aragón	738.13	8	622.30	11	579.69	11	570.27	11
Asturias	679.21	17	615.83	15	586.49	7	577.70	7
Baleares	702.00	12	631.48	7	600.13	3	590.72	3
Canarias	738.91	7	625.09	10	588.94	6	584.32	5
Cantabria	699.27	14	616.01	14	580.88	10	571.02	10
Castilla León	761.74	4	635.26	6	594.30	4	588.35	4
Castilla-La Mancha	713.83	10	629.31	8	592.53	5	581.88	6
Cataluña	683.58	16	362.60	17	239.68	17	214.89	17
Extremadura	746.07	5	642.87	5	602.04	2	592.42	2
Galicia	706.64	11	620.91	13	585.78	9	576.49	8
Madrid	701.33	13	394.91	16	275.40	16	266.05	15
Murcia	741.07	6	651.01	3	618.85	1	616.31	1
Navarra	697.70	15	621.31	12	573.56	12	559.73	12
País Vasco	889.82	3	661.31	2	370.95	15	265.49	16
La Rioja	729.64	9	628.43	9	586.08	8	573.80	9
Valencia	903.00	2	804.36	1	552.95	13	542.47	13

Se observa que tanto las elasticidades como la cantidad de producción generada es similar en todas las CCAA, especialmente en las pobres, resultado razonable, ya que el cambio de una CA por otra no debería modificar sensiblemente los resultados. Así, de acuerdo con la tabla 484, el aumento de la producción en el resto de España está en torno a los 700 millones de euros de forma instantánea y los 500 millones a 8 periodos.

V.3. Stock de capital y productividad: Un análisis comparado

En esta sección se analizan y comparan los efectos que tiene el stock de capital de cada CA y del resto de España para aumentar o disminuir la productividad relativa de cada CA.

En la tabla 485 se presenta el ratio de efectos relativos sobre la productividad de la CA ante un aumento en el capital de la CA. Si dicho ratio es mayor que la unidad, se concluye que la productividad de la CA mejora en relación con la productividad del resto de España, cuando se produce un aumento en el stock de capital de dicha CA. Por el contrario, si dicho ratio es menor

que uno, entonces es la productividad del resto de España la que mejora en relación a la productividad de la CA.

Tabla 485: Productividad del trabajo de cada CA – stock de capital de cada CA

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	Ratio	posición	Ratio	posición	Ratio	posición	Ratio	posición
Andalucía	0.757	14	0.965	6	0.936	12	0.944	16
Aragón	1.000	5	0.489	13	0.749	16	1.024	6
Asturias	0.528	16	1.058	4	1.001	5	1.000	7
Baleares	1.000	6	0.717	11	0.915	13	0.973	15
Canarias	1.000	7	0.475	15	0.985	6	0.999	10
Cantabria	2.230	1	0.846	9	0.980	9	0.999	9
Castilla León	2.203	2	0.485	14	0.897	14	0.987	13
Castilla-La Mancha	0.503	17	0.719	10	1.222	2	1.030	5
Cataluña	0.650	15	1.207	2	1.135	3	1.056	3
Extremadura	1.000	8	0.249	17	0.657	17	0.750	17
Galicia	1.148	4	0.847	8	0.880	15	0.978	14
Madrid	1.390	3	1.007	5	1.280	1	1.075	2
Murcia	0.933	11	0.677	12	0.965	10	0.996	12
Navarra	1.000	9	1.766	1	0.980	8	0.999	11
País Vasco	0.865	12	1.067	3	1.041	4	1.077	1
La Rioja	1.000	10	0.326	16	0.985	7	1.000	8
Valencia	0.798	13	0.848	7	0.943	11	1.041	4

En la tabla 485 se aprecia que un aumento en el capital de la CA aumenta la productividad instantánea en, por ese orden, Cantabria, Castilla y León, Madrid y Galicia, y la disminuye, también por ese orden, en Castilla-La Mancha, Asturias, Cataluña, Andalucía, Valencia y País Vasco.

A un periodo, los efectos sobre la productividad cambian radicalmente, ya que el stock de capital aumenta la productividad de, por ese orden, Navarra, Cataluña, País Vasco, Asturias, Madrid y Andalucía. Por otro lado, reduce la productividad en Extremadura, La Rioja, Canarias, Castilla León, Aragón, Murcia, Baleares y Castilla-La Mancha.

A ocho periodos, donde más aumenta la productividad es en las cinco CCAA más desarrolladas y Castilla-La Mancha, mientras que donde más se reduce la productividad es en las CCAA menos desarrolladas: Extremadura, Andalucía, Baleares, Galicia y Castilla y León.

En las CCAA ricas este tipo de shock aumenta la productividad del trabajo de la CA respecto al resto de España, excepto en el caso de Andalucía. En el resto de CCAA, el stock de capital no afecta a largo plazo a la productividad relativa y, por tanto, no ayuda a reducir las diferencias entre la productividad de la CA y el resto de España en el largo plazo.

Además del stock de capital de la CA, el stock de capital del resto de España también afecta a la productividad de cada CA. En la tabla 486 se presentan los ratios de productividad relativa de cada CA-resto de España, cuando se produce un shock en el capital del resto de España. De nuevo, si dicho ratio es mayor que uno, el stock de capital del resto de España aumenta la productividad relativa de la CCAA, mientras que si es menor la disminuye.

Tabla 486: Productividad del trabajo de cada CA – stock de capital del resto de España

CA	Periodo							
	0		1		4		8	
	Ratio	posición	Ratio	posición	Ratio	posición	Ratio	posición
Andalucía	0.847	14	0.699	14	0.845	17	0.878	16
Aragón	0.999	13	1.380	6	1.191	11	1.458	7
Asturias	4.322	1	0.793	13	1.372	5	1.496	4
Baleares	1.121	8	0.647	16	1.256	9	0.000	17
Canarias	0.277	17	1.392	5	1.322	6	1.502	3
Cantabria	1.133	7	1.442	4	1.394	4	1.494	5
Castilla León	0.343	15	2.047	1	1.202	10	1.441	8
Castilla-La Mancha	1.601	4	0.852	12	1.553	1	1.563	1
Cataluña	1.103	10	1.061	8	1.047	15	1.045	15
Extremadura	0.316	16	0.997	9	1.082	14	1.338	11
Galicia	2.587	2	1.810	2	1.084	13	1.377	10
Madrid	1.250	6	1.594	3	1.305	7	1.066	14
Murcia	1.120	9	0.526	17	1.430	2	1.387	9
Navarra	1.368	5	1.065	7	1.396	3	1.493	6
País Vasco	1.689	3	0.966	10	1.160	12	1.161	12
La Rioja	1.090	12	0.957	11	1.260	8	1.514	2
Valencia	1.093	11	0.694	15	1.008	16	1.079	13

En la tabla 486 vemos que un aumento en el capital del resto de España, incrementa la productividad instantánea en doce CCAA. En concreto, la aumenta, por este orden, en Asturias, Galicia, País Vasco, Castilla-La Mancha, Navarra, Madrid, Cantabria, Baleares, Murcia, Cataluña, Valencia y La Rioja. Por otro lado, reduce la productividad en Canarias, Extremadura, Castilla y León y Andalucía.

A ocho periodos, las CCAA en las que más se incrementa la productividad es en las pobres: Castilla-La Mancha, seguida de La Rioja, Canarias, Asturias y Cantabria.

Es importante destacar que, a largo plazo, este tipo de shock aumenta la productividad del trabajo respecto al resto de España en todas las CCAA, excepto en Andalucía y Baleares, donde lo que hace es disminuirla.

V.4. Resumen de resultados: CCAA pobres vs CCAA ricas

En esta sección se presenta un resumen de los resultados obtenidos en esta Tesis. Los resultados se presentan agrupados por el origen del shock y distinguiendo entre CCAA pobres y ricas, para, finalmente, hacer un análisis comparativo entre ambas, ya que se ha detectado un comportamiento diferente del stock de capital en ambos grupos de CCAA.

Efectos del stock de capital en las CCAA pobres

- *Shock en el capital de la CA*

Si el objetivo es generar, en el corto plazo, el máximo número de empleos con una inversión neta de stock de capital de 1000 millones de euros, la CA donde hay que invertir es Extremadura. A modo de referencia, Extremadura es capaz de generar con la misma inversión, a un periodo, 1.75 veces más puestos de trabajo que La Rioja, el doble de puestos de trabajo que Aragón, CCAA donde el efecto es mayor, así como 15.75 veces más puestos de trabajo que en Asturias, CA menos rentable en términos de empleo.

A cuatro periodos, aunque el ranking de CCAA cambia, Extremadura sigue siendo la más rentable. Así, Extremadura genera 2.94 veces más puestos de trabajo que Aragón y 3.29 veces más que Murcia, Comunidades más rentables, así como 32.87 más que Navarra, última en el ranking. Estos resultados varían si el plazo en vez de cuatro años, pasa a ocho, dos legislaturas, debido a que la única CA rentable en términos de empleo sería Extremadura, ya que en el resto de CCAA los efectos son prácticamente nulos.

Destaca el caso de Extremadura, ya que se encuentra en el ranking junto con las CCAA ricas más rentables, incluso a ocho periodos se sitúa por encima de Andalucía. No obstante, pese a que en Extremadura los efectos positivos se prolongan durante más tiempo que en el resto de CCAA menos desarrolladas, en concreto, durante veinticinco periodos, terminan desapareciendo en el largo plazo.

Por su parte, si el objetivo es maximizar la producción en el corto plazo, la CA más rentable depende del periodo considerado. De forma instantánea y a un periodo, es Cantabria donde hay que invertir si se quiere rentabilizar al máximo dicha inversión, ya que es capaz de generar, a un periodo, 1.15 veces más producción que Navarra, 1.5 veces más producción que Castilla-La Mancha, o 3.15 veces más producción que Asturias, la menos rentable en términos de PIB. No obstante, a cuatro periodos, Cantabria pierde importancia en el ranking, y es Extremadura la CA más rentable en términos de PIB. Extremadura genera, con la misma inversión, 1.22 veces más producción que Castilla-La Mancha o 1.34 veces más que Murcia, CCAA más rentables, así como 5.23 veces más producción que Cantabria o 15 veces más que Navarra, dos de las CCAA menos rentables.

Si el plazo en vez de cuatro años pasa a ocho, los efectos son prácticamente nulos en casi todas las CCAA salvo en Extremadura, que es capaz de producir 4.5 veces más PIB que Baleares y 4.67 veces más que Castilla-La Mancha. No obstante, al igual que ocurría con el empleo, dichos efectos terminan desapareciendo en el largo plazo.

A diferencia del empleo, donde había una gran disparidad entre unas CCAA y otras, los efectos sobre la producción son más homogéneos. Si bien no hay ninguna CA destacable que sea la más rentable en todos los periodos, en todas las CCAA los efectos positivos del stock de capital de la CA sobre la producción y el empleo, aunque de distinta duración según la CA de la que se trate, tan sólo son significativos en el corto plazo.

Ya sea en términos de empleo o producción, la CA menos desarrolladas en la que es mejor invertir es Extremadura, ya que es la que rentabiliza más sus inversiones y sus efectos, aunque no son permanentes, son más duraderos que en el resto de CCAA pobres. Por su parte, la CA menos rentable, tanto en términos de PIB como empleo, es Asturias.

Finalmente, un shock en el stock de capital de la CA también tienen efectos sobre la productividad del trabajo (Y/L) de dicha CA. El stock de capital de las CCAA pobres, con independencia de si mejora o empeora la productividad de la CA en el corto plazo (véase la tabla 485), no afecta a largo plazo a la productividad relativa y por tanto, no ayuda a reducir las diferencias entre la productividad de la CA y el resto de España.

- *Shock en el capital del resto de España*

Cuando el shock en el stock de capital se produce en el resto de España, la capacidad de la CA para aprovecharse de las externalidades positivas también varía de una Comunidad a otra en el corto plazo, ya que a largo plazo, ninguna de estas CCAA es capaz de aprovecharse de los rendimientos positivos de las inversiones fuera de sus fronteras.

A modo de referencia, a corto plazo, la CA que más se beneficia en términos de producción de una inversión en el resto de España es, a un periodo, Castilla y León, seguida muy de cerca por Canarias. Castilla y León genera, con la misma inversión, 6.14 veces más PIB que Cantabria y 15.27 veces más PIB que La Rioja, CCAA menos rentables. A cuatro periodos Castilla y León pierde importancia y es más rentable Castilla-La Mancha, generando, con la misma inversión, 4.32 veces más PIB que Cantabria y 9.08 veces más PIB que La Rioja. Por su parte, Canarias ocupa el segundo lugar en todos los periodos considerados.

En términos de empleo, las CCAA que más empleo son capaces de generar ante un shock externo son, a uno y cuatro periodos, Canarias, seguida muy de cerca de Castilla-La Mancha. Por ejemplo, si se invirtiera en Canarias, los empleos que se generarían en el resto de España, serían 5.25 veces los que se generarían si se invirtiese la misma cantidad en Cantabria, y 7 veces los que se generarían si se invirtiese en La Rioja, Comunidades menos rentables ante una inversión exterior. Galicia aparece como primera a cuatro periodos, seguida muy de cerca por Canarias y Castilla-La Mancha, siendo capaz de generar 7.75 veces más empleo que La Rioja, Comunidad que peor sabe aprovechar en el corto plazo las inversiones de fuera de sus fronteras.

Por tanto, las Comunidades que mejor saben aprovechar una inversión exterior en el corto plazo, tanto en términos de PIB como de empleo, son Castilla-La Mancha y Canarias, mientras que Cantabria y La Rioja son las CCAA que menos rentabilizan una inversión fuera de sus fronteras.

En cuanto a los efectos sobre la productividad del trabajo, el stock de capital del resto de España aumenta la productividad relativa, tanto a corto como a largo plazo, y, por tanto, se incrementa la productividad del trabajo de la CA respecto al resto de España, excepto en Baleares, cuyo ratio Y/L empeora respecto al resto de CCAA.

Efectos del stock de capital en las CCAA ricas

- *Shock en el stock de capital de la CA*

Si el objetivo es generar, en cuatro años, el máximo número de empleos con una cantidad fija de inversión en stock de capital, la CA donde hay que invertir es Cataluña. Cataluña es capaz de generar 1.1 veces más puestos de trabajo que la Comunidad Valenciana, 1.7 veces más que Madrid, 1.9 veces más que el País Vasco y 3.6 veces más que Andalucía.

Si el objetivo es maximizar el aumento del PIB en cuatro años, otra vez Cataluña es la Comunidad más productiva. Es capaz de generar, con la misma inversión, 1.3 veces más PIB que el País Vasco, 1.5 veces más que Madrid o la Comunidad Valenciana y 5.8 veces más que Andalucía.

Estos resultados apenas varían si el plazo, en vez de cuatro años pasa a ocho, dos legislaturas.

Ya sea en términos de empleo o PIB, Cataluña es la Comunidad en donde una inversión en capital resulta más productiva. Por el contrario, Andalucía es la Comunidad donde una inversión en capital resulta menos productiva.

Por otro lado, cuando se invierte en una de estas cinco CCAA, a diferencia del resto, se generan externalidades positivas en el resto de España. Ahora bien, no resulta irrelevante la elección de la Comunidad donde invertir. En concreto, Cataluña es la CA que más externalidades positivas genera en el resto de España y Andalucía vuelve a ser la última en este aspecto, tanto si éstas son medidas en términos de empleo, como en términos de PIB.

En este sentido, si se invirtiera en Cataluña, los empleos que se generarían en el resto de España serían 1.3 veces los que se generarían si se invirtiese la misma cantidad en Madrid, 1.5 veces los que se generarían en la Comunidad Valenciana, 1.6 veces los que se obtendrían en el País Vasco, y 5.8 veces los que se obtendrían si se invirtiese en Andalucía. Estos resultados varían si el plazo es de ocho años, ya que Madrid pasa a ser la cuarta CA más rentable, y la Comunidad Valenciana y País Vasco, la segunda y la tercera, respectivamente.

En términos de PIB, Cataluña es la que mayores efectos rebosamiento provoca fuera de su territorio. Es capaz de producir 1.63 veces más que Madrid, 2.63 veces más que la Comunidad Valenciana, 4.37 veces más que el País Vasco y 7.41 veces más que Andalucía. Estos resultados apenas varían si el plazo es de ocho años.

Este tipo de shock aumenta la productividad del trabajo (Y/L) en la Comunidad que lo disfruta, respecto al resto de CCAA, excepto en el caso de Andalucía. En esta CA, la productividad del trabajo experimenta una inercia negativa que no parece compensarse con inversiones en capital.

- *Shock en el stock de capital del resto de España*

Cuando el shock en el stock de capital se produce fuera de la CA, la capacidad para aprovecharse de las externalidades positivas, también varía de una Comunidad a otra, si bien todas ellas, a diferencia del resto de CCAA, son capaces de rentabilizar de forma permanente las inversiones de fuera de sus fronteras.

A modo de referencia, si el shock se produce fuera de Andalucía, ésta es capaz de generar 7.3 veces más empleo que el País Vasco, 2.24 más que Madrid, 1.75 más que Cataluña y 1.34 veces más que la Comunidad Valenciana.

En términos de PIB, Cataluña es la que mejor sabe aprovechar las inversiones fuera de su territorio. Es capaz de producir 1.67 veces más que Madrid, 2.87 veces más que la Comunidad Valenciana, 5,05 veces más que el País Vasco y 7.75 veces más que Andalucía.

Andalucía y la Comunidad Valenciana son las que más provecho saben sacar, en términos de empleo, a una inversión exterior. En términos de producción son Cataluña y Madrid las que más se benefician.

Este tipo de shock también aumenta la productividad del trabajo de la Comunidad respecto al resto de Comunidades, excepto en el caso de Andalucía. Cataluña, Madrid, País Vasco y Comunidad Valenciana son capaces de mejorar su ratio Y/L respecto al resto, incluso en el caso de que el shock positivo en el stock de capital tenga su origen en otra CA. De nuevo, esto no pasa con Andalucía, cuyo ratio Y/L empeora respecto al resto de CCAA de manera inercial e independiente de donde se produzca el shock positivo, ya sea en Andalucía o en el resto de España.

Efectos del stock de capital: CCAA pobres vs ricas

El stock de capital, tanto de la CA como del resto de España, genera efectos significativos y positivos, de distinta magnitud, en el empleo y la producción de todas las CCAA. En todas las CCAA, ya sean ricas o pobres, es más productiva y beneficiosa una inversión en la CA para los intereses de la misma que una inversión en el resto de España. No obstante, los efectos del stock de capital siguen un comportamiento diferente en ambos grupos de CCAA.

Las CCAA pobres son las que exhiben una rentabilidad menor por euro invertido. En ellas, a diferencia de las CCAA ricas, los efectos del stock de capital, ya sea propio o ajeno, sobre la producción y el empleo, desaparecen en el largo plazo. Por tanto, estas CCAA no han sido capaces de captar de forma permanente los rendimientos positivos de sus propias inversiones ni tampoco han sabido rentabilizar de forma permanente las inversiones de fuera de sus fronteras y por tanto, beneficiarse del crecimiento económico del resto de CCAA. En algún caso, como en Extremadura,

aunque los efectos a largo plazo son cero, los efectos positivos se prolongan durante muchos periodos.

En las CCAA ricas, además de la mayor magnitud y duración de los efectos del stock de capital, con independencia del origen del stock, los rendimientos positivos de la inversión rebosan al resto de España (al resto de CCAA ricas). Por el contrario, el stock de capital invertido en una CA menos desarrollada solo tiene efectos sobre el empleo y el PIB de la propia CA.

Además, el stock de capital de las CCAA pobres, a diferencia de las ricas, no afecta a largo plazo a la productividad relativa del trabajo y, por tanto, no reduce las diferencias interregionales en la misma. Por su parte, el stock de capital del resto de España, sí que afecta de forma positiva a la productividad relativa en todas las CCAA y, por tanto, aumenta la productividad del trabajo de la CA respecto al resto de España, excepto en Andalucía y Baleares, donde el ratio Y/L empeora respecto al resto de CCAA.

A la vista de los resultados, es dable concluir que, ya sea en términos de empleo o PIB, las CCAA donde una inversión en capital resulta más productiva son las ricas. En concreto, Cataluña es la más rentable, siendo capaz de generar, a corto plazo, con la misma inversión, 1.83 veces más empleos y 4.11 veces más PIB que Extremadura, CA más rentable de las pobres. A largo plazo, las únicas CCAA rentables son las cinco ricas.

Desde el punto de vista econométrico, este último resultado es fácil de explicar, se debe a que los órdenes de integración de las series temporales de empleo y PIB en las CCAA menos desarrolladas son $I(1)$ mientras que el orden de integración del stock de capital, así como el de todas las variables del resto de España (para cualquier CA) son $I(2)$. A largo plazo, este hecho condiciona las funciones de respuesta, cuyas ganancias (efecto a largo plazo) son cero. Se trata de un efecto similar al de la neutralidad monetaria descrito en Flores (1990) y si bien un shock permanente unitario en el nivel del stock de capital no puede afectar, a largo plazo, a los niveles de PIB o empleo, un shock permanente unitario en la tasa de variación del stock de capital sí podría. Esto es, si se quiere afectar, de forma permanente, a los niveles de producción y empleo de una CA pobre, es necesario no solo aumentar el capital de forma permanente, sino su tasa de variación, lo que requeriría un plan de inversiones cada vez mayores que cambiaran las expectativas de los agentes privados y dieran lugar a un ciclo acumulativo como los descritos en la teoría de Myrdal. Inversiones puntuales, solamente tendrán efectos transitorios sobre los niveles de producción y empleo.

Capítulo VI.

Conclusiones

El objetivo de esta tesis es doble, por un lado, estimar los efectos rebosamiento que son capaces de generar cada una de las CCAA españolas, y por otro, estimar la capacidad que cada una tiene de “aprovecharse” de los aumentos del stock de capital en el resto. En concreto, se lleva a cabo una estimación de los efectos sobre el PIB y el nivel empleo, en diferentes horizontes temporales, ante dos tipos de shocks:

- 1) Un shock permanente unitario en el stock de capital de cada una de las CCAA.
- 2) Un shock permanente unitario en el stock de capital del resto de España, esto es, en el stock de capital de España menos la CA correspondiente.

Con este objetivo, se ha utilizado la misma metodología econométrica empleada en Tejera (2014). Así, el marco de referencia conceptual dinámico utilizado capta y mide los efectos rebosamiento, resolviendo las deficiencias en la modelización de dichos efectos detectadas en múltiples trabajos previos, tales como la omisión de variables importantes (el empleo y el PIB del resto de regiones) o las restricciones, *a priori*, en la dinámica de los modelos econométricos utilizados.

Del análisis llevado a cabo en esta Tesis, se deduce que los efectos rebosamiento y aprovechamiento detectados en las CCAA ricas no se reproducen en el resto, donde el patrón de comportamiento del stock de capital es diferente.

En las CCAA más desarrolladas, con independencia del origen del shock, el stock de capital produce efectos positivos y significativos permanentes en el empleo y la producción de dicha Comunidad. Además, los rendimientos positivos de la inversión producen efectos rebosamiento hacia el resto de España (básicamente hacia las CCAA más desarrolladas) y, a su vez, estas CCAA son capaces de beneficiarse de forma permanente de las externalidades positivas de un shock fuera de sus fronteras.

En el resto de CCAA analizadas, los aumentos permanentes en el stock de capital (propio o ajeno) no tienen efectos significativos a largo plazo ni sobre el empleo ni sobre la producción de dichas Comunidades. En todas ellas, los efectos, aunque de distinta duración según la CA de la que se trate, han sido solo a corto plazo. A modo de referencia, mientras que en Asturias y Aragón, dichos efectos desaparecen rápidamente (en el quinto y sexto periodo, respectivamente), en Baleares y Extremadura lo hacen, tras pasar veinte y veinticinco periodos. En general, puede decirse que las CCAA más pobres no solo no han sido capaces de captar los efectos a largo plazo de las inversiones dentro y fuera de sus fronteras, sino que tampoco han sido capaces de generar externalidades positivas hacia el resto de España con sus propias inversiones.

Además, el stock de capital de las CCAA pobres, a diferencia de las ricas, no afecta a largo plazo a la productividad relativa del trabajo, por lo que no contribuye a reducir las diferencias en la productividad de la CA y el resto de España. Estas CCAA solo son capaces de mejorar su ratio Y/L respecto al resto, si el shock positivo en el stock de capital tiene su origen en otra CA, excepto en Baleares, cuyo ratio Y/L empeora respecto al resto de CCAA.

En Tejera (2014) se dejaban algunas preguntas sin contestar a las que se ha intentado dar respuesta en esta Tesis. Una de las conclusiones a las que se llegaba era que las CCAA ricas eran el motor de crecimiento de toda España y se preguntaba cuál era la causa de dicho resultado. A la vista de los resultados obtenidos en esta Tesis, se constata, con nitidez, que las CCAA ricas únicamente son un motor de crecimiento para las ricas. Mientras que estas CCAA han sido capaces de aprovecharse del crecimiento de las pobres, las CCAA pobres no han sido capaces de aprovecharse del crecimiento de las ricas ni de rentabilizar de forma permanente sus propias inversiones, ¿Por qué?.

Del análisis estadístico se deriva que las variables objeto de estudio tienen un orden de integración diferente. En particular, las variables empleo y producción tienen unos órdenes de integración $I(2)$ en las CCAA ricas, mientras que esas mismas variables, en el resto de Comunidades, son $I(1)$. Dado que el stock de capital es $I(2)$ para todas las CCAA, resulta imposible que un shock permanente en la tasa de variación del stock de capital de cualquier Comunidad, provoque efectos permanentes y positivos en la tasa de variación del empleo y/o producción de las Comunidades pobres. El efecto, positivo o negativo (dependiendo del signo del shock), siempre será transitorio. Solamente incrementos permanentes en la tasa de variación del stock de capital, pueden tener efectos permanentes y positivos en los niveles de producción y empleo.

Esta característica, consecuencia posiblemente de los procesos acumulativos y de aglomeración predichos por la teoría de Myrdal (y desarrollados posteriormente por la nueva geografía económica de Krugman) impide, econométricamente hablando, que las Comunidades menos desarrolladas puedan converger con las Comunidades más desarrolladas.

En efecto, las CCAA pobres tienen dificultades para rentabilizar adecuadamente, en términos de PIB y empleo, las inversiones de capital directas recibidas y de aprovechar adecuadamente los efectos rebosamiento positivos producidos durante el proceso de crecimiento de las Comunidades ricas, consideradas tradicionalmente como motores o polos de crecimiento, lo que les impide alcanzar una velocidad de crecimiento suficiente para dar caza a dichas CCAA. En estas CCAA, aunque han crecido K/L y Y/L , dicho crecimiento no ha sido suficiente para generar un círculo virtuoso de crecimiento que les permita converger a las CCAA ricas.

Para poder lograr la convergencia entre las CCAA españolas, no bastaría con incrementar el stock de capital en las Comunidades más rezagadas, sino que habría que incrementar también su ritmo de crecimiento. En otras palabras, serían necesarias grandes y constantes inversiones en capital capaces de cambiar la tendencia del producto y el empleo, tal y como apunta la teoría del “big push” (Rosenstein-Rodan, 1961), que rompan con el círculo vicioso del crecimiento en esas Comunidades rezagadas y pongan en marcha los procesos acumulativos de Myrdal necesarios para poder convertir dichas Comunidades en nuevos polos de desarrollo.

Los resultados son bastante claros y robustos y apoyan nuestra hipótesis de que los procesos acumulativos y de aglomeración que favorecen el crecimiento especialmente rápido de determinadas CCAA, transmiten a las series de datos determinadas propiedades estadísticas que permiten identificar de forma rápida su presencia. Por tanto, se propone un sencillo test

estadístico para identificar los problemas de convergencia entre regiones, consistente en analizar los órdenes de integración de las tres principales variables de cada región: PIB, empleo y stock de capital. Si los órdenes de integración son iguales, entonces se darán las condiciones necesarias para que el stock de capital pueda tener efectos a largo plazo sobre el PIB y el empleo. Si el stock de capital tiene un orden de integración mayor, solo variaciones en la tasa de crecimiento del stock de capital podrán tener efectos a largo plazo sobre el PIB y el empleo.

Fruto del resultado principal de esta Tesis surgen algunos interrogantes: ¿Por qué en las CCAA menos desarrolladas los efectos positivos del stock de capital desaparecen en el largo plazo?; ¿Por qué dichos efectos desaparecen rápidamente en unas CCAA mientras que en otras tardan más en desaparecer?; ¿Por qué el ranking de CCAA a 4 años es diferente del ranking a largo plazo?, ¿Tiene que ver con el tipo de estructura productiva de cada CA?, ¿Con el tipo y cantidad de stock de capital o dotaciones de infraestructuras de cada CA?, ¿Con la rigidez del mercado de trabajo?, ¿Con el tamaño de las empresas?, ¿Con las diferentes dotaciones de capital humano?, ¿Con las diferencias institucionales? o ¿Con una escasa inversión en I+D?. Éstas son algunas de las muchas preguntas que deja abiertas esta Tesis y que serán el objeto de futuras investigaciones.

Por último, es necesario señalar que el análisis llevado en esta Tesis es muy agregado, lo que resulta ser una limitación importante para su uso político. No obstante, es factible que los hallazgos encontrados en la misma pueden ser una referencia para estudios más desagregados y, además, suponen una pequeña aportación en el estudio de las desigualdades económicas en las CCAA españolas.

Bibliografía

- Aghion, P.M, y Howitt, P.W. (1992). A model of Growth through creative destruction. *Econometrica*, 60(2), 323-351.
- Aghion, P.M, y Howitt P.W. (1998). *Endogenous growth theory*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Álvarez, A., Arias, C., y Orea, L. (2006). Econometric testing of spatial productivity spillovers from public capital. *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 178(3), 9-21.
- Argimón, I., y González-páramo, J. M. (1997). Efectos de la inversión en infraestructuras sobre la productividad y la renta de las CCAA: Especial referencia al transporte por carretera en Galicia. En E. Pérez-Touriño (Dir.), *Infraestructuras y desarrollo regional: Efectos económicos de la autopista del Atlántico* (pp.141-182).Madrid: Civitas.
- Argimón, I., González-páramo, J. M., y Roldán, J. M. (1997). Evidence of public spending crowding-out from a panel of OECD countries. *Applied Economics*, 29(8), 1001-1010.
- Arslanalp, S., Bornhorst, F., Gupta, S., y Sze, E. (2010). *Public capital and growth* (IMF Working Paper No. 10/175). Washington, DC: International Monetary Fund.
- Aschauer, D. (1989a). Is Public expenditure productive?. *Journal of Monetary Economics*, 23(2), 177-200.
- Aschauer, D. (1989b). Does Public Capital Crowd Out Private Capital?. *Journal of Monetary Economics*, 24(2) ,171-188.
- Avilés, A., Gómez, R., Lozano, A. y Ordoñez, C. (1997). Los efectos desbordamiento y la incidencia del capital público en las desigualdades territoriales de Andalucía.*Boletín Económico de Andalucía*, 22, 171-184.
- Avilés, A., Gómez, R. y Sánchez, J. (2003).Capital público, actividad económica privada y efectos desbordamiento: Un análisis por Comunidades Autónomas de los sectores industria y Construcción en España. *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 165(2), 25-51.
- Aydalot, P(1976).*Dynamique spatiale et développement inégal*. París: Economica.
- Aydalot, P (1985).*Économie régionale et urbaine*.París: Economica.
- Aydalot, P. (1986). Trajectoires technologiques et milieux innovateurs. En P. Aydalot (Ed.), *Milieux Innovateurs en Europe* (pp. 345-361). Paris: GREMI.
- Banister, D. y Berechman. J. (2000).*Transport Investment and Economic Development*.London:UCL Press.

- Bajo Rubio, O., Díaz Roldán, C. y Montávez Garcés, M.D. (2002). *Optimal endowments of public investment: An empirical analysis for the Spanish regions*(Documento de Trabajo nº E2002/14). Sevilla: Fundación Centro de Estudios Andaluces.
- Bajo Rubio, O y Sosvilla Rivero, S. (1993). Does public capital affect private sector performance?: An analysis of the Spanish case, 1964-1988. *Economic Modelling*, 10(3), 179-185.
- Barro, R.J. (1991). Economic Growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.
- Barro, R.J. (1999). Determinants of Economic Growth: Implications of the Global Evidence for Chile. *Cuadernos de Economía*, 107, 443-478.
- Barro, R.J., Mankiw N.G., y Sala-i-Martin, X. (1995). Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth. *American Economic Review*, 85(1), 103-115.
- Barro, R.J. y Sala-i-Martin, X. (1991). Convergence Across States and Regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 107-182.
- Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of political Economy*, 100(2), 223-251.
- Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1997). Technological Diffusion, Convergence, and Growth. *Journal of Economic Growth*, 2(1), 1-26.
- Barro, R.J y Sala-i-Martin, X. (2009). *Crecimiento económico*. Barcelona: Reverté.
- Benko, G. y Lipietz, A. (1994). El nuevo debate regional. En: BENKO, G.; LIPIETZ, A.(Eds.). *Las regiones que ganan: distritos y redes: los nuevos paradigmas de la geografía económica*. Valencia: Alfons el Magnànim.
- Boarnet, M.G. (1998). Spillovers and the Locational Effects of Public Infrastructure. *Journal of Regional Science*, 38(3), 381-400.
- Boscá, J. E., Escribá, F. J. y Murgui, M. J. (2002). The effect of public infrastructures on the private productive sector of Spanish regions. *Journal of Regional Science*, 42 (2), 301-326.
- Boscá, J. E., Escribá, F. J. y Murgui, M. J. (2011). La efectividad de la inversión en infraestructuras públicas: una panorámica para la economía española y sus regiones. *Investigaciones Regionales*, 20, 195-217.
- Boudeville, J.R. (1961). *Les espaces économiques*. París: Presses Universitaires de France.
- Boudeville, J.R. (1968). *L'espace et les pôles de croissance*. París: Presses Universitaires de France.
- Borts, G.H. y Stein, J.L. (1964). *Economic Growth in a Free Market*. New York: Columbia University Press.

- Bueno lastra, J. (1990). *Los desequilibrios regionales. Teoría y realidad española*. Madrid: Pirámide.
- Calmette, M.F. y Le Pottier, J. (1995). Localisation des activités: un modèle bi-sectoriel avec coûts de transport. *Revue Économique*, 46(3), 901-909.
- Cantos, P., Gumbau, M. y Maudós, J. (2005). Transport Infrastructures, Spillover Effects and Regional Growth: Evidence of the Spanish case. *Transport Reviews*, 25(1), 25-50.
- Cass, D. (1965). Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation. *Review of Economic Studies*, 32, 233-240.
- Cohen, J. y Morrison, P. (2004). Public infrastructure investment, interstate spatial spillovers and manufacturing costs. *The review of Economics and Statistics*, 86(2), 551-560.
- Coscolluela Martínez, C. y Flores de Frutos, R. (2013). Housing investment in Spain: has it been the main engine of growth?. *Applied Economics*, 45(14), 1835-1843.
- Cuadrado Roura, J.R. (1972). Introducción a la obra RICHARDSON, H.W. (1973): *Economía regional. Teoría de la localización, estructuras urbanas y crecimiento regional*. Barcelona: Vicens-vives.
- Cuadrado Roura, J.R. (1977). El contenido de la teoría de polos de crecimiento en su concepción original. *Cuadernos de Ciencias Económicas y Empresariales*, 1, 129-166.
- Cuadrado Roura, J.R. (1985). Economía y desequilibrios regionales en España. En F. Fernández Rodríguez (Coord.), *La España de las Autonomías* (pp. 149-207). Madrid: Espasa Calpe.
- Cuadrado Roura, J.R. (1987). *Los desequilibrios regionales y el Estado de las Autonomías*. Barcelona: Orbis.
- Cuadrado Roura, J.R. (1988a). Tendencias económico-regionales antes y después de la crisis en España. *Papeles de Economía Española*, 34, 17-61.
- Cuadrado Roura, J.R. (1988b). Políticas regionales: hacia un nuevo enfoque. *Papeles de Economía Española*, 35, 68-95.
- Cuadrado Roura, J.R. (1992). Cuatro décadas de economía del crecimiento regional en Europa: principales corrientes doctrinales. En J.L. García Delgado (Coord.), *Economía Española, Cultura y Sociedad: Homenaje a Juan Velarde Fuertes ofrecido por la Universidad Complutense*, tomo II (pp. 525-561). Madrid: EUEMA.
- Cuadrado Roura, J.R. (1995). Planteamientos y teorías dominantes sobre el crecimiento regional en Europa en las cuatro últimas décadas. *EURE*, 21(63), 5-32.
- Cuadrado Roura, J.R. (2001). Regional convergence in the European Union: From hypothesis to the actual trends. *The Annals of Regional Science*, 35(3), 333-356.

- Cuadrado Roura, J.R. (Ed.). (2010). *Regional policy, economic growth and convergence. Lesson for Spanish case*. London: Springer.
- Cuadrado-Roura, J.R. (2014). ¿Es tan "nueva" la "Nueva Geografía Económica"? : Sus aportaciones, sus límites y su relación con las políticas. *EURE*, 40(120), 5-20.
- Cuadrado Roura, J.R., Mancha Navarro, T. y Garrido Yserte, R. (1997). Tendencias de la productividad regional española, 1964-1993. *Información Comercial Española*, 762, 87-110.
- Cuadrado Roura, J.R., Mancha Navarro, T. y Garrido Yserte, R. (1998). *Convergencia regional en España: Hechos, tendencias y perspectivas*. Madrid: Fundación Argentaria-Visor.
- Cuadrado Roura, J.R., Mancha Navarro, T. y Garrido Yserte, R. (1999). Disparidades regionales y convergencia en España. 1980-1995. *Revista de Estudios Regionales*, 55, 109-137.
- Cuadrado Roura, J.R., Mancha Navarro, T. y Garrido Yserte, R. (2000). Regional productivity patterns in Europe: An alternative approach. *The Annals of Regional Science*, 34(3), 365-384.
- Cuadrado Roura, J.R., García Greciano, B. y Raymond Bara, J.L. (1999). Regional convergence in productivity and productive structure: The Spanish case. *International Regional Science Review*, 22(1), 35-53.
- Cuadrado Roura, J.R. y Parellada, M. (eds.) (2002). *Regional convergence in the European Union: Facts, prospects and policies*. Berlín: Springer.
- Cullison, W. E. (1993). Public investment and economic growth. *Federal Reserve Bank Richmond Economic Quarterly*, 79(4), 19-33.
- Dabán, T. y Lamo, A. (1999). *Convergence and public investment allocation Spain 1980-1993*. (Documento de Trabajo D-99001). Madrid: Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Dalamagas, B. (1995). A reconsideration of the public sector's contribution to growth. *Empirical Economics*, 20(3), 385-414.
- De la Fuente, A. (1995). Inversión, catch-up tecnológico y convergencia real. *Papeles de Economía Española*, 63, 18-34.
- De la Fuente, A. (1996). Economía regional desde una perspectiva neoclásica. De convergencia y otras historias. *Revista de Economía Aplicada*, 4(10), 5-63.
- De la Fuente, A. (1997). The empirics of growth and convergence: a selective review. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21(1), 23-73.
- De la Fuente, A. (2000). Convergence across countries and regions: theory and empirics. *EIB Papers/BEI Cahiers*, 5(2), 25-46.

- De La Fuente, A. (2002a). *Regional Convergence in Spain: 1965-95*. (CEPR Discussion Paper, nº3137). London: Centre for Economic Policy Research.
- De La Fuente, A. (2002b). On the sources of convergence: A close look at the Spanish regions, *European Economic Review*, 46(3), 569-599.
- De la Fuente, A. (2008). *Inversión en infraestructuras, crecimiento y convergencia regional*. (Documento de Trabajo D-2008-05). Madrid: Dirección General de Presupuestos, Ministerio de Economía y Hacienda.
- De la Fuente, A. (2010). *Infrastructure and Productivity: an updated survey* (Working Paper No. 475). Barcelona: Barcelona Economics Working Paper Series.
- Demetriades, P.O. y Mamuneas, T.P.(2000). Intertemporal output and employment effects of public infrastructure capital: evidence from 12 OECD economies. *The Economic Journal*, 110(465), 687-712.
- Diewert, W. E. (1986). *The measurement of the economic benefits of infrastructure services*. New York: Springer Verlag.
- Di Giacinto, V., Micucci, G. y Montanaro, P.(2010). Dinamyc Macroeconomic effects of public capital: evidence from regional Italian data. *Giornale degli economisti e annali di economia*, 69(1), 29-66.
- Di Giacinto, V., Micucci, G. y Montanaro, P.(2013). Network Effects of Public Transport Infrastructure: Evidence on Italian Regions. *Regional Science*, 91(3), 515-41.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A.(1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Duffy-Deno, K. y Eberts, R. (1989). Public Infrastructure and regional economic development: A Simultaneous equations approach. *Journal of urban economics*, 30, 329-343.
- Efron, B. y Tibshirani, R.J. (1994). *An introduction to the bootstrap*. New York: Chapman&Hall.
- Engle, R.F. y Granger, C.W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 251-276.
- Escribá, F.J. y Murgui, M.J. (2007). El Capital Tecnológico como Factor de Producción en las Regiones Españolas, 1980-2000. *Investigaciones Regionales*, 10, 33-52.
- Escribá, F.J. y Murgui, M.J.(2010). El estímulo al capital privado de los fondos estructurales (2000-2006) en las regiones españolas objetivo. *Papeles de Economía Española*, 123, 55-72.

- Evans, P. y Karras, G. (1994). Are government activities productive? Evidence from a panel of US states. *The Review of Economics and Statistics*, 1-11.
- Everaert, G. (2003). Balanced growth and public capital: an empirical analysis with I (2) trends in capital stock data. *Economic Modelling*, 20(4), 741-763.
- Ezcurra, R., Gil, C., Pascual, P. y Rapún, M. (2005). Public Capital, regional productivity and spatial spillovers. *The Annals of Regional Science*, 39(3), 471-494.
- Flores de Frutos, R. (1990). Los efectos de la Expansión Monetaria en la Economía Real de EE.UU. *Investigaciones Económicas*, 14(3), 479-502.
- Flores de Frutos, R., Gracia-Díez, M. y Perez, T. (1998). Public Capital Stock and Economic Growth: An Analysis of the Spanish Economy. *Applied Economics*, 30, 985-994.
- Friedman, J. (1972). The spatial organization of power in the development urban systems. *Development and Change*, 4, 12-50.
- Fujita, M. (1999). Location and Space-Economy at half a century: Revisting Professor Isard's dream on the general theory. *The Annals of Regional Science*, 33(4), 371-381.
- Fujita, M. y Krugman, P. (2003). The new economic geography: Past, present and the future. *Papers in Regional Science*, 83(1), 139-164.
- Fujita, M., Krugman, P. y Venables, A.J. (1999). *The Spatial Economy: Cities, Regions and Internacional Trade*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Fujita, M. y Mori, T. (1998). On the dynamics of frontier economies: Endogenous growth or the self-organization of a dissipative system?. *The Annals of Regional Science*, 32(1), 39-62.
- Funke, M y Strulik, H. (2000). On endogenous growth with physical capital, human capital and product variety. *European Economic Review*, 44, 491-515.
- García-Fontes, W. y Serra, D. (1994). Capital público, infraestructuras y crecimiento. En J.M. Esteban y X.Vives (Eds.), *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*, vol. 2 (pp. 451-478). Barcelona: Instituto de Análisis Económico-CSIC.
- García-Mila, T., McGuire, T.J. y Porter, R.H. (1996). The effect of public capital in state-level production functions reconsidered. *The review of Economics and Statistics*, 177-180.
- Goerlich Gisbert F.J. y Mas, M. (2001a). Inequality in Spain 1973-1991: Contribution to a Regional Database. *The Review of Income and Wealth Series*, 47(3), 361- 378.
- Goerlich Gisbert, F.J. y Mas, M. (2001b). *La Evolución Económica de las Provincias Españolas (1955-1998)* (2 Volúmenes). Bilbao: Fundación BBVA.

- Goerlich Gisbert, F.J., Mas, M. y Pérez, F. (2002). Concentración, convergencia y desigualdad regional en España. *Papeles de Economía Española*, 93, 17-36.
- Gómez-Antonio, M. y Fingleton, B. (2011). Regional productivity variation and the impact of public capital stock: an analysis with spatial interaction, with reference to Spain. *Applied Economics*, 44, 3665-3677.
- Gorostiaga, A. (1999). ¿Cómo afectan el capital público y el capital humano al crecimiento?: Un análisis para las regiones españolas en el marco neoclásico. *Investigaciones económicas*, 23, 95-114.
- Grossman, G.M. y Helpman, E. (1991). Quality ladders in the theory of growth. *The Review of Economic Studies*, 58(1), 43-61.
- Grossman, G.M. y Helpman, E. (1994). Endogenous Innovation in the Theory of Growth. *Journal of Economic Perspectives*, 8(1), 23-44.
- Hansen, N.M. (1965). Unbalanced growth and regional development. *Economic inquiry*, 4(1), 3-14.
- Haughwout, F. (1998). Aggregate Production Functions, Interregional equilibrium and the measurement of infrastructure productivity. *Journal of Urban Economics*, 44, 216-227.
- Haughwout, F. (2002). Public Infrastructure Investment, Productivity and welfare in fixed geographical areas. *Journal of Urban Economics*, 83, 402-428.
- Helpman, E. (1998). The size of regions. En D. Pines, E. Sadka e I. Zilcha (Eds.), *Topics in Public Economics: Theoretical and Applied Analysis* (pp.33-54). Cambridge: Cambridge University Press.
- Holtz-Eakin, D. (1994). Public sector capital and the Productivity Puzzle. *The Review of Economics and Statistics*, 76 (1), 12-21.
- Holtz-Eakin, D. y Schartz, A.E. (1995). Spatial Productivity Spillovers from Public Infrastructure: Evidence from State Highways. *International Tax and Public Finance*, 12, 533-538.
- Jenkins, G.M. y Alavi, A.S. (1981). Some aspects of modelling and forecasting multivariate time series. *Journal of time series analysis*, 2(1), 1-47.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 1551-1580.
- Kaldor, N. (1961). Capital accumulation and economic growth. En *The theory of capital* (pp. 177-222). Londres: Palgrave Macmillan.
- Kaldor, N. (1970). The case for regional policies. *Scottish Journal of Political Economy*, 17, 337-348.

- Kaldor, N. (1981). The role of increasing returns, technical progress and cumulative causation in the theory of international trade and economic growth. *Economie appliquée*, 34(6), 593-617.
- Kamps, C. (2005). The Dynamic Effects of Public Capital: VAR evidence for 22 OECD Countries. *International Tax and Public Finance*, 12,533-538.
- Kemmerling, A. y Stephan,A. (2002). The Contribution of Local Public Infrastructure to Private Productivity and its Political Economy: Evidence from a Panel of Large German Cities. *Public Choice*, 113(34), 403-424.
- Koopmans, T.C.(1965). On the Concept of Optimal Economic Growth. En *The Econometric Approach to Development Planning*. Amsterdam: NorthHolland.
- Krugman, P. (1991a). *Geography and Trade*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Krugman, P. (1991b). Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, 99, 483-499.
- Krugman, P. (1995). *Development, geography and economic theory*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Krugman,P.(1996).Urban concentration: the role of increasing returns and transport costs. *International Regional Science Review*, 19(1-2),5-30.
- Krugman,P. (1998). What's new about the new economic geography?. *Oxford Review of Economic Policy*, 14(2),7-17.
- Krugman,P.(1999).The role of geography in development. *International Regional Science Review*, 22(2), 142-161.
- Krugman, P. y Venables,A.(1995). Globalization and the Inequality of Nations. *Quarterly Journal of Economics*, 110,857-880.
- Kuklinski, A. R. (1970). Regional development, regional policies and regional planning: problems and issues. *Regional Studies*, 4(3), 269-278.
- Lanzas, J.R., y Martínez, D. (2003).El capital público y privado como determinantes del crecimiento industrial en las regiones españolas. *Cuadernos de CCEE y EE*, 44-45,99-111.
- León Navarro, M. y Tejera Martín, I. (2013). Evaluación de la política de expansión del stock de capital como motor de crecimiento económico y convergencia entre CCAA: los casos de Madrid y Cataluña. *Revista de Evaluación de Programas y Políticas Públicas*, 1,72-116.

- Lipietz, A. (1986). New tendencies in the international division of labor: regimes of accumulation and modes of social regulation. En A.Scott y M.Storper(Eds.), *Production, Work, Territory: The Geographical Anatomy of Industrial Capitalism*. Boston, MA: Allen & Unwin.
- Lucas, R. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
- Lütkepohl, H., y Krätzig, M. (Eds.). (2004). *Applied time series econometrics*. Cambridge: Cambridge university press.
- Lynde, C. y Richmond, J. (1992). The role of public capital in production. *The review of economics and statistics*, 37-44.
- Mankiw, N.G., Romer, D. y Weil, D.N. (1992). Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437.
- Márquez, M.A., Ramajo, J. y Hewings, G. (2010). Measuring the spillover effects of public capital: a bi-regional structural vector autorregressive analysis. *Letters in spatial and resource sciences*, 3(3), 111-125.
- Márquez, M.A., Ramajo, J. y Hewings, G. (2011). Public capital and regional Economic growth: A S-VAR approach for the Spanish regions. *Investigaciones Regionales*, 21, 199-223.
- Martin, P. y Rogers C.A. (1994). Industrial location and public infrastructure. *Journal of International Economics*, 39, 335-351.
- Martínez Piva, J. M. (1998). Procesos acumulativos y desarrollo: de Myrdal a Porter. *Economía y Sociedad*, 1(8), 49-58.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1993). Competitividad, productividad industrial y dotaciones de capital público. *Papeles de Economía Española*, 56, 144-159.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1994a). Disparidades regionales y convergencia en las Comunidades Autónomas. *Revista de Economía Aplicada*, 4(2), 129-148.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1994b). Capital Público y Productividad en las Regiones Españolas. *Moneda y Crédito*, 198, 163-192.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F. y Uriel, E. (1996). Infrastructures and Productivity in the Spanish Regions. *Regional Studies*, 30 (7), 641-649.
- Mas, M., Pérez, F. y Uriel, E. (2014). *El stock y los servicios del capital en España y su distribución territorial en el periodo 1964-2012 (CNAE-2009)*. Bilbao: Fundación BBVA.
- Massey, D. (1984). *Spatial Divisions of Labour. Social Structures and Geography of Production*. Londres: Macmillan.

- McMillin, W.D. y Smyth, D.J. (1994). A multivariate time series analysis of the United States aggregate production function. *Empirical Economics*, 19(4), 659-673.
- Mella Márquez, J.M. (1993). La convergencia de las Comunidades Autónomas en el marco de la Comunidad Europea. *Papeles de Economía Española*, 55, 42-56.
- Mella Márquez, J.M. (coord.)(1998).*Economía y Política Regional en España ante la Europa del siglo XXI*. Madrid: Akal Textos.
- Mikelbank, B.A. y Jackson, R.W. (2000). The Role of Space in Public Capital Research. *International Regional Science Review*, 23(3),235-258.
- Mittnik, S. y Neumann, T. (2001). Dynamic effects of public investment: Vector autoregressive evidence from six industrialized countries. *Empirical Economics*, 26(2), 429-446.
- Moncayo Jiménez, E. (2001). *Evolución de los paradigmas y modelos interpretativos del Desarrollo Territorial*. Santiago de Chile:CEPAL.
- Moncayo Jiménez, E.(2002).*Nuevos enfoques teóricos, evolución de las políticas regionales e impacto territorial de la globalización*. Santiago de Chile:CEPAL.
- Moncayo Jiménez, E. (2004). El debate sobre la convergencia económica internacional e interregional: enfoques teóricos y evidencia empírica. *EURE*, 30(90), 7-26.
- Moreno, R., Artís, M., López-Bazo, E. y Suriñach, J. (1997). Evidence on the complex Link between Infrastructure and Regional growth. *International Journal of Development Planning Literature*, 12(1-2), 81-108.
- Moreno, R., y López-Bazo, E. (2007). Returns to local and transport infrastructure under regional spillovers. *International Regional Science Review*, 30(1), 47-71.
- Moreno, R., López-Bazo, E y Artís, M.(2002).Public infrastructure and the performance of manufacturing industries: short and long-run effects. *Regional Science and Urban Economics*,32, 97-121.
- Morrison, C. J. y Schwartz, A. E. (1996). State infrastructure and productive performance. *The American Economic Review*, 86(5),1095-1111.
- Munnell, A.H (1990). Why has productivity growth declined? Productivity and public investment. *New England Economic Review*, Jan,3–22.
- Munnell, A.H (1992). Policy watch: infrastructure investment and economic growth. *The Journal of Economic Perspectives*, 6(4), 189-198.
- Munnell, A.H y Cook, L.M. (1990). How does public infrastructure affect regional economic performance?. *New England Economic Review*, Sep,11–33.

- Muth, R.F. (1971). Migration: chicken or egg?. *Southern Economic Journal*, 38,295-306.
- Myrdal, G. (1957). *Economic Theory and Underdeveloped Regions*. Londres: Duckworth.
- Nadiri, M.I. y Mamuneas, T.P. (1994). The Effects of Public Infrastructure and R & D Capital on the Cost Structure and Performance of U.S. Manufacturing Industries. *The Review of Economics and Statistics*, 76(1),22-37.
- North, D.C (1955). Location theory and regional economic growth. *Journal of Political Economy*, 63, 243-258.
- North, D.C. (1956). Exports and regional economic growth: a reply. *Journal of Political Economy*, 64(2), 165-168.
- Palma,G.(1987).Dependencia y desarrollo: una visión crítica. En D.Seers(Ed.),*Teoría de la Dependencia: una reevaluación crítica* (pp.21-89).México:Fondo de Cultura Económica.
- Pereira, A.M. y Andraz, J.M. (2004). Public highway spending and state spillovers in the USA. *Applied Economics Letters*, 11(12),785-788.
- Pereira, A.M. y Andraz, J.M. (2013). On the economic effects of public infrastructure investment: A survey of the international evidence. *Journal of Economic Development*, 38(4), 1-37.
- Pereira, A.M. y Flores de Frutos, R. (1999). Public capital and private-sector performance in the United States. *Journal of Urban Economics*, 46,300-322.
- Pereira, A.M. y Roca-Sagalés, O. (1999). Public Capital Formation and Regional Development in Spain. *Review of Development Economics*, 3,281-294.
- Pereira, A.M. y Roca-Sagalés, O. (2003). Spillover Effects of Public Capital Formation: Evidence from the Spanish Regions. *Journal of Urban Economics*, 53, 238-256.
- Pereira, A.M, y Roca-Sagalés, O.(2007).Public Infrastructures and Regional Asymmetries in Spain. *Revue d'Economie Regionale et Urbaine*, 3, 503–520.
- Perroux, F. (1955). Note sur la notion de pôle de croissance. *Economie Appliquée*, 7, 307-320.
- Perroux, F. (1961). *L'Économie du XX^{ème} siècle*. París: Presses Universitaires de France.
- Phillips, P.C. (1998). Impulse response and forecast error variance asymptotics in nonstationary VARs. *Journal of econometrics*, 83(1-2), 21-56.
- Phillips, P. C., y Durlauf, S. N. (1986). Multiple time series regression with integrated processes. *The Review of Economic Studies*, 53(4), 473-495.

- Pina, Á. y St. Aubyn, M. (2005). How should we measure the return on public investment in a VAR?. *Economics Bulletin*, 8(5),1-4.
- Prebisch,R.(1949). *El desarrollo económico de la América Latina y sus principales problemas*. Santiago de Chile:CEPAL.
- Puente,S. (2017). *Convergencia regional en España: 1980-2015*.(Boletín Económico 3/2017). Madrid:Banco de España,SEP.
- Quah, D. (1993). Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis, *Scandinavian Journal of Economics*, 95(4), 427–443.
- Quah, D.(1996).Empirics for Economic Growth and Convergence. *European Economic Review*, 40(6), 1353- 1375.
- Ramsey, F. (1928). A Mathematical Theory of Saving.*Economic Journal*, 38, 543-559.
- Rebelo, S. (1991). Long-Run Policy analysis and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 99, 500-521.
- Redding, S., y Venables, A. J. (2004). Economic geography and international inequality. *Journal of International Economics*, 62(1), 53-82.
- Richardson, H.W. (1972).Teorías del crecimiento regional: algunas críticas. *Boletín de Estudios Económicos*, 27(86), 311-333.
- Richardson,H.W.(1973).*Economía regional. Teoría de la localización, estructuras urbanas y crecimiento regional*. Barcelona: Vicens-vives.
- Richardson, H.W. (1975). *Elementos de Economía Regional*. Madrid: Alianza Editorial.
- Richardson, H.W. (1977). *Teoría del crecimiento regional*. Madrid: Pirámide.
- Richardson, H.W. (1978). The state of regional economics: a survey article. *International Regional Science Review*, 3, 1-48.
- Richardson, H.W. (1986). *Economía regional y urbana*. Madrid: Alianza Universidad Textos.
- Roca-Sagalés, O. y Sala, H. (2006). Efectos desbordamiento en la inversión en infraestructuras en las regiones españolas. *Investigaciones Regionales*, 8, 143-161.
- Rodríguez-Pose, A. (1999). Convergence or divergence? Types of regional response to socio-economic change. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 90(4), 363-378.

- Rodríguez-Pose, A., Pscharis, Y. y Tselios, V. (2012). Public Investment and regional growth and convergence: Evidence from Greece. *Papers in Regional Science*, 91(3), 543-568.
- Rodríguez-Vález, J. (2006). Productividad y rentabilidad de las infraestructuras regionales a partir de estimaciones por máxima entropía. *Investigaciones Regionales*, 8, 123-139.
- Rodríguez Vález, J., y Arias Sampedro, C. (2004). Desbordamiento espacial de la productividad de las infraestructuras: una aplicación con fronteras estocásticas. *Estudios de Economía Aplicada*, 22(3), 1-16.
- Romans, J.T. (1965). *Capital Exports and Growth among US Regions*. Middletown: Wesleyan University Press.
- Romer, P.M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
- Romer, P.M. (1987). Growth based on increasing returns due to specialization. *The American Economic Review*, 77(2), 56-62.
- Romer, P.M. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, 98(5-2), s71-s102.
- Romer, P.M. (1994). The origins of endogenous growth. *The Journal of Economics Perspectives*, 8, 3-22.
- Romp, W.J. y De Haan, J. (2007). Public Capital and Economic Growth: A critical Survey. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 8 (Special Issue), 6-52.
- Rosenstein-Rodan, P.N. (1943). Problems of industrialisation of eastern and south-eastern Europe. *The economic journal*, 53(210/211), 202-211.
- Rosenstein-Rodan, P.N. (1961). Notes on the theory of the "big push". En: H.S. Ellis y H.C. Wallich (Eds.), *Economic Development for Latin America*. New York: St. Martin's Press.
- Sala-i-Martin, X. (1994). La riqueza de las regiones. Evidencia y teorías sobre crecimiento regional y convergencia. *Moneda y Crédito*, 198, 13-54.
- Sala-i-Martin, X. (1996a). The Classical Approach to Convergence Analysis. *Economic Journal*, 106, 1019-1036.
- Sala-i-Martin, X. (1996b). Regional cohesion. Evidence and theories of regional growth and convergence. *European Economic Review*, 40, 1325-1352.
- Sala-i-Martin, X. (2000). *Apuntes de Crecimiento Económico*. Barcelona: Antoni Bosch.

- Seitz, H. (1994). Public capital and the demand for private inputs. *Journal of Public Economics*, 54(2),287-307.
- Siebert, H. (1969). *Regional Economic Growth: Theory and Policy*. Scranton:International Textbook Company.
- Solow, R.M. (1956). A contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Solow, R.M. (1994). Perspectives on Growth Theory. *Journal of Economic Perspectives*, 8(1), 45-54.
- Storper, M. (1993).Regional worlds of production: learning and innovation in the technology districts of France, Italy and the USA. *Regional Studies*, 27(5),433-455.
- Storper, M. (1995).The Resurgence of Regional Economies. Ten Years Later. *European Urban and Regional Studies*, 2(3), 39-43.
- Storper, M. (1997).*The Regional World. Territorial Development in a Global Economy*. New York-London: The Guilford Press.
- Storper, M. y Scott, A.J. (1988).The geographical foundations and social regulation of flexible production complexes.En J.Wolch y M.Dear (Eds.), *The Power of Geography:how territory shapes social life*(pp. 21-40). London: Allen &Unwin.
- Storper, M., y Venables, A. J. (2004). Buzz: face-to-face contact and the urban economy. *Journal of economic geography*, 4(4), 351-370.
- Storper, M., y Walker, R. (1983). The theory of labour and the theory of location. *International Journal of Urban and Regional Research*, 7(1), 1-43.
- Storper, M., y Walker, R. (1989). *The capitalist imperative: Territory, technology, and industrial growth*.London:Blackwell.
- Sturm, J.E., y De Haan, J. (2005).Determinants of long-term growth: New results applying robust estimation and extreme bounds analysis. *Empirical Economics*, 30(3), 597-617.
- Sturm, J.E., Kuper, G.H. y De Haan, J. (1998). Modelling government investment and economic growth on a macro level: a review.En S. Brakman, H. Van Ees y S.K. Kuipers (Eds.), *Market Behaviour and Macroeconomic Modelling*. London: Macmillan Press.
- Swan, T.W. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, 32, 334-361.
- Tejera Martín, I. (2014). *Efectos del stock de capital sobre el PIB y el empleo en Andalucía, Cataluña, Madrid, País Vasco y Comunidad Valenciana*. (Tesis Doctoral). Universidad Nacional de Educación a Distancia, Madrid.

- Tiebout, C.M. (1956). A pure theory of local expenditures. *The Journal of political economy*, 64(5), 416-424.
- Tiebout, C.M. (1962). *The community economic base study*. (Supplementary Paper No. 16). New York: Committee for Economic Development.
- Uzawa, H. (1965). Optimal technical change in an aggregative model of economic growth. *International Economic Review*, 6, 18-31.
- Venables, A.J. (1996a). Trade policy, cumulative causation, and industrial development. *Journal of Development Economics*, 49(1), 179-197.
- Venables, A.J. (1996b). Equilibrium locations of Vertically Linked Industries. *International Economic Review*, 37(2), 341-359.
- Voss, G.M. (2002). Public and private investment in the United States and Canada. *Economic Modelling*, 19(4), 641-664.
- Yu, N., De Jong, M., Storm, S., y Mi, J. (2013). Spatial spillover effects of transport infrastructure: evidence from Chinese regions. *Journal of Transport Geography*, 28, 56-66.

